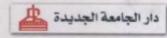
التجليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS



الدكتور خالد حسن الشريف

مدرس علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية الدكتور محمود عبد الحليم منسى

أستاذ علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية



التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS

(الجزء الأول)

الدكتور **خالد حسن الشريف** مدرس علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية

الأستاذ الدكتور محمود عبد الحليم منسى أستاذ علم النفس التسربوي كلية التربية — جامعة الإسكندرية

2014

دار الجامعة الجديدة

۱۳۸ - ۶ ش ســوتير – الأزاريطة – الإسـكندرية تليفون: ٤٨٦٨٠٩٩ فاكس: ٤٨٥١١٤٣ تليفاكس: ٤٨٦٨٠٩٩ E-mail: darelgamaaelgadida@hotmail.com www.darggalex.com info@darggalex.com

مقدمة

تلعب الإحصاء دوراً مهماً في دراسة الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية. ويتفق معظم المتخصصين في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية على وجود هدفين أساسيين للإحصاء، في البحوث التي يتم إجراؤها في مجالات تخصصهم وهي:

أ- وصف البيانات النبي يتم جمعها وفي هذه الحالة تسمى بالإحصاء الوصفى وتستخدم في تلخيص البيانات الرقمية مثل درجات الاختبارات والمقاييس النفسية أو التربوية أو الاجتماعية أو الأعمار الترفيهية لعينة من الأفراد.

ب. إمداد الباحثين بطريقة علمية دقيقة تساعد على تفسير نتائج البحوث التى يقومون بإجرائها تفسيرا علميا يسمح بتعميم هذه النتائج على أفراد مجتمع الأصل Population ويسمى فرع الإحصاء الذى يهتم بالتفسير بالإحصاء التفسيرى Inferential Statistics أو الإحصاء الاستدلالي.

وهذا الفرع من فروع الإحصاء يهتم بتفسير العلاقة بين المتغيرات مثل ملاحظة أحد الباحثين وجود علاقة جوهرية بين متغيرين كالذكاء الإبداعى للمتعلمين وقدراتهم على حل المشكلات، فإذا كانت عينة البحث مسحوبة من طلاب المرحلة الثانوية من بعض المدارس بالإسكندرية مثلا، فإنه إذا كان هدف البحث معرفة هذه العلاقة على طلاب المرحلة الثانوية بمحافظة الإسكندرية يكون استخدام الإحصاء الاستدلالي هو الوسيلة الفعالة لتحقيق هدف تعميم نتانج البحث ويتم هذا باستخدام وتطبيق بعض اختبارات الدلالة الإحصانية التي تساعد على معرفة ما إذا كانت هذه النتائج يمكن تعميمها من عدمه.

ويهدف هذا الكتاب إلى مساعدة الباحثين والدارسين فى مجالات علوم النفس والاجتماع والتربية على فهم أفضل للبحوث والدراسات المنشورة فى تخصصاتهم أو البحوث التى يقومون بإجرائها. وهذا الكتاب مكون من جزئين تناول الجزء الأول منها دراسة مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشنت أو النباين والتوزيع الاعتدالي والمعايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكرارية والارتباط والانحدار والدلالة الإحصائية للفروق بين المتوسطات وتحليل التباين واختبار كا ويتناول الجزء الثاني من الكتاب موضوعات الإحصاء الاستدلالي المتقدم مثل التحليل العاملي وأساليبه وكذلك الإحصاء اللابار امتيرية التي المتقدم في تحليل البيانات الخاصة بالعينات الصغيرة والتي لا تنطبق عليها شروط استخدام الإحصاء الاستدلالي. وقد تم برمجة كل طريقة من الطرق شروط استخدام الإحصاء الاستدلالي. وقد تم برمجة كل طريقة من الطرق الإحصائية الواردة في هذا الكتاب وفق برنامج (*) SPSS (الحزمة الاحصائية للعلوم الاجتماعية).

وهذا الكتاب مفيد للدارسين فى مجالات علم النفس و علم الاجتساع والتربية وكل من يقومون بإجراء دراسات فى مجالات العلوم الاجتماعية. والله ولى التوفيق و عليه قصد السبيل.

المولفان

^(*) Statistical Package For Social Sciences.

الفصل الأول أهمية الإحصاء الوصفى في البحوث النفسية والتربوية

أهمية دراسة الإحصاء الوصفى:

حيث أن معظم البحوث والدراسات النفسية والتربوية تقوم على أساس دراسة المعلقات المتبادلة بين عدد من المتغيرات أو المقارنة بينها في مجموعات مختلفة من الأفراد، فإن علم الإحصاء هو العلم التي يستطيع أن يمد الباحث بالأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل البيانات الخاصة بالبحوث والدراسات التي يقوم بإجرائها، ومن ثم يمكن القول بأن هناك صلة وثيقة بين الإحصاء والبحوث في العلوم الإنسانية بعامة والبحوث النفسية والتربوية بخاصة وتتضح أهمية الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية من خلال مراحل المختلفة.

فعندما نكون بصدد وضع إطار عام أو خطة لبحث ما فإنه على الباحث أن يكون على دراية بأسلوب العمل الإحصائي المناسب من حيث تحديد واختيار أداة علمية دقيقة من أدوات البحث العلمي لدراسة الظواهر النفسية والتربوية المختلفة، وقد يتبع الباحث الخطوات التالية أثناء دراسته لأحد الظواهر:

١ - تحديد المشكلة موضوع الدراسة:

إن الدراسة الموضوعية لأى ظاهرة هى أحد أهداف البحث العلمى، وكى تتم دراسة الظواهر المختلفة بطريقة موضوعية ينبغى أن تكون دراستها شاملة لكل جوانب الظاهرة بحيث تبدأ من منطلق مدروس لمشكلة محددة من حيث الأبعاد والعمق. وينبغى على الباحث مراعاة ما يلى عند تحديده لمشكلة البحث:

- أ- موضوعية البحث وإمكانية تنفيذه عمليا.
- ب. وضوح الرؤية لكل جوانب المشكلة (متغيراتها والعوامل المحددة لها).
 - ج- إمكانية الحصول على المعلومات المطلوبة لتنفيذ البحث.
 - د- احتواء البحث على عنصر التجديد والابتكار.
 - هـ قابلية الحقائق الموجودة في الظاهرة موضوع البحث للقياس.

و- توفر الإمكانات الكافية للانفاق على البحث.

ز- توفر الوقت الكافى لدراسة المشكلة.

٢ ـ مرحلة جمع البيانات:

وهذه المرحلة تعد من المراحل الهامة التى لا يمكن تجاهلها، فتوفر البيانات الدقيقة والسليمة عن الظواهر والمتغيرات موضع البحث يزيد من درجة الدقة فى النتائج المستخلصة ويساعد على اتخاذ قرارات موضوعية. وبصفة عامة تتعدد وتتنوع مصادر جمع البيانات لأنها تتوقف على طبيعة البحث ونوعه وإمكاناته ومن هذه المصادر ما يلى:

أ- المصدر غير المباشر للحصول على البيانات:

هذا النوع من المصادر يوفر للباحث البيانات جاهزة ومبوبة، دون أن يبذل في ذلك مجهودا عن طريق المصادر الثانوية مثل النشرات والدوريات العلمية.

ب- المصدر المباشر للحصول على البيانات:

فى هذا النوع من المصادر يعتمد الباحث عند الحصول على البيانات الخاصة بموضوع بحثه على المصادر الأولية لهذه البيانات ويقوم بإعدادها وتجهيزها بطريقة مباشرة ودون الاعتماد على ما نشر من بيانات قبل ذلك أو البيانات التي لم تقم أى جهة أخرى بتحليلها.

٣ ـ مرحلة تصنيف البيانات وتبويبها:

وفى هذه المرحلة من مراحل العمل الإحصائى فى البحث، يقوم الباحث بتلخيص البيانات فى جداول أو رسوم بيانية، ثم تصنيفها حسب أهداف البحث ويستخدم الباحث فى سبيل ذلك عدة طرق إحصائية كالترتيب أو الوصف الإحصائي.

٤ ـ مرحلة تحليل البيانات إحصائيا:

يحاول الباحث في هذه المرحلة أن يحلل البيانات التي حصل عليها من الخطوة السابقة وباستخدام الأسلوب الإحصائي المناسب، ثم يقدم تفسيرا لما حصل عليه من نتائج، ولابد أن يقدم الباحث اسبابا قوية لقبول أو رفض أى فرض من فروض البحث، ويمكن أن يكون التفسير قائما على أساس حدود الدراسة مثل عينة الأفراد الذين أجريت عليهم الدراسة والأدوات المستخدمة فى جمع البيانات.

يعد اختيار عينة البحث من أصعب الأمور التي يقوم بها الباحث في العلوم الإنسانية والسلوكية والاجتماعية بعامة وفي العلوم النفسية والتربوية بخاصة، وذلك لأنه لكي تمثل العينة خصائص المجتمع فإنه ينبغي تحديد حجم مناسب لهذه العينة بالنسبة للمجتمع الأصلي المراد دراسة خصائصه. ولا توجد قواعد ثابتة لتحديد حجم العينة في كل البحوث، لأن حجم العينة يتوقف على طبيعة المجتمع الأصلي و على نوع البيانات. وعينة البحث في أي دراسة تتكون من مجموعة من الأفراد الذين يقع عليهم الاختيار لكي يمثلوا خصائص المجتمع تمثيلاً تاماً. وفيما يلي خطوات اختيار أفراد العينة في البحث النفسي والتربوي.

خطوات اشتقاق عينة البحث: ١- تحديد المجتمع الأصلي:

فى هذه الخطوة ينبغى على الباحث أن يتعرف بدقة على الأفراد الذين يكونون هذا المجتمع وعلى أهم خصائصهم.

٢ عمل قائمة بأسماء أفراد مجتمع البحث الأصلى:

قد يحصل الباحث على قائمة بأسماء أفراد مجتمع بحثه الأصلى جاهزة أو معدة من قبل، وقد يعد هذه القائمة بنفسه إذا لم تكن معدة من قبل. وينبغى على الباحث التأكد من أن هذه القائمة تشتمل على جميع أفراد المجتمع الأصلى.

٣- اختيار بعض الأفراد من القائمة:

يتم اختيار بعض الأفراد من القائمة بحيث يمثلوا المجتمع الأصلى كله من حيث الخصائص المطلوب دراستها بقدر الإمكان.

٤- ينبغى أن يكون حجم العينة التى يتم اشتقاقها مناسباً وكافياً ويتحدد حجم العينة بعوامل ثلاثة ه

أ- طبيعة المجتمع الأصلى.

ب- مدى تعميم نتائج البحث.

ج- درجة الدقة المطلوبة.

طرق استقاق عينات ممثلة للمجتمعات الأصلية:

١ - العينة العشوانية:

لاشتقاق عينة عشوائية ممثلة للمجتمع الأصلى، ينبغى أن يوفر الباحث الشروط التى تضمن أن يكون لكل فرد من أفراد المجتمع الأصلى فرصة متساوية لأن يكون ضمن العينة.

وقد تستخدم في هذه الطريقة وسائل آلية تساعد على منع الباحث من التحييز في اختيار أفراد العينة، كما قد تستخدم جداول إحصائية للأعداد العشوائية، ويتلخص استخدامها في أن يعطى الباحث لأفراد المجتمع الأصلى أرقاما مسلسلة ثم يبدأ من أي نقطة في جدول الأعداد العشوائية ويقرأ الإعداد بالترتيب في أي اتجاه (أفقيا أو رأسيا أو قطريا). وحيثما يقرأ عدد يتفق مع الرقم على بطاقة فرد من الأفراد، فإن الباحث يختار هذا الفرد في العينة، ويستمر الباحث في القراءة حتى يحصل على العدد المطلوب للعينة.

ويمكن تقسيم هذا النوع من العينات إلى الأنواع الفرعية التالية:

أ- العينة العشوانية البسيطة:

ويتم اختيار أفراد هذا النوع من العينات بطريقة القرعة، وفى هذه الطريقة تكتب أسماء جميع أفراد المجتمع الأصلى فى بطاقات صغيرة. ثم تطبق هذه البطاقات بحيث تختفى الأسماء ثم تخلط هذه البطاقات بعد تطبيقها جيدا فى إناء ثم نختار بالصدفة عدد الأفراد الذى نحدد للعينة.

ب- العينة العشوانية المنتظمة:

فى هذه الحالة يقسم المجتمع الأصلى إلى مجموعات متساوية فى العدد، ويتم اختيار مفردات كل مجموعة لها نفس الترتيب العشوائي. فمثلا إذا كان عدد كل مجموعة عشرة أفراد وتم اختيار الفرد ورقم ٥ عسوائيا فتكون مفردات العينة العشوائية المنتظمة هى ٥، ١٥، ٢٥، ٣٥، ٤٥، وهكذا.

ج_ العينة الطبقية:

لاختيار عينة طبقية يتبع الباحث ما يلى:

- يقسم المجتمع الأصلى إلى صفاته الرئيسية المتصلة بهدف التجربة أو هدف البحث
 - تحدد نسبة عدد أفراد كل قسم إلى المجموع الكلى للأفراد.
- تختار العينة العشو انية الممثلة لتلك الأقسام بما يتناسب وحجمها وأهميتها.
- تجمع العينات العشو انية في مجموعة واحدة هي العينة العشوانية الطبقية.

د العينة العشوانية المساحية:

وهي عينة تمثل المجتمع الأصلي من حيث التوزيع الجغرافي للأفراد، فمثلاً إذا أردنا اختيار عينة من الأطفال الذين تتراوح أعمار هم فيما بين ٦، ١٢ سنة من اطفال المدارس الابتدانية بالمملكة العربية السعودية، فإننا نقسم المملكة إلى مناطق ثم نقسم كل منطقة إلى أقاليم ثم نقسم كل أقليم إلى أحياء سكنية و هكذا إلى أن نتوقف عند مرحلة معينة. ويتم اختيار الأفراد عشوائياً من الوحدات التي تكونت بطريقة عشوائية.

هذا وتوجد أنواع أخرى من العينات غير العشوائية التي يتدخل فيها حكم الباحث منها ما يلى:

أ. العنة المصصية:

وهذا النوع من العينات مماثل للعينة الطبقية فيما عدا طريقة اختيار الأفراد من كل طبقة، ففي العينة الطبقية يكون الاختيار عشوانيا، أما في العينة الحصيصية فيكون الاختيار انتقانيا حسب إمكانية الباحث في الحصول على أفر اد لهذه العينة بشرط أن يحصل على الحصة المطلوبة من كل طبقة أو فئة.

ب- العبنة العمدية:

في هذه الطريقة يعتمد الباحث على خبرته في أن يختار بطريقة مقصودة مجموعة أفراد عينين نظرا لأن الدراسات السابقة قد أشارت إلى أن هذه المجموعة من الأفراد تمثل في خصائصها خصائص المجتمع الأصلى. وهذه الطريقة نادرة الاستخدام في العلوم السلوكية والإنسانية نظرا لعدم وجود منطقة محددة بها أفراد ذوى خصائص ومميزات مجتمع أصلى بعيينه ويمكن أن تمثله تمثيلاً تاماً.

ج- العينة العرضية:

إذا كان الباحث لا يستطيع اختيار أفراد عينة بحثه بأى من الطرق السابقة فإنه يختار أى مجموعة من الأفراد بطريقة عرضية، أى يختار مجموعة من الأفراد المتاحين وقت إجراء البحث، ولكن في هذه الحالة لا يستطيع الباحث أن يعمم نتائج بحثه لأن هذه العينة لا تمثل إلا مجموعة الأفراد المكونة منهم.

المتغيرات في البحث النفسي والتربوي:

يمكن تعريف المتغيرات في البحوث المختلفة على أنها مجموعة من المثيرات والاستجابات التي تتفاعل فيما بينها لتخلق نوعاً من العلاقات التي يريد الباحث أن يختبرها ويتحقق منها، ومن المعلوم أن خصائص الأفراد تختلف من فرد لأخر داخل المجتمع الأصلي، ويطلق على هذه الخصائص اسم المتغيرات. والمتغير هو تلك الخاصية القابلة للتغير من فرد لأخر في المجتمع ومن أمثلة ذلك: الوزن، الطول، الدخل، الجنس، مستوى التعليم، المهنة، العمر،

وقبل التعرض لوصف المتغيرات وأنواعها المختلفة يوضم الكاتبان معنى الثوابت.

الثوابت:

هى متغيرات يقوم الباحت بتثبيتها ولا يسمح لها بالتغير، أو هى متغيرات ليس بها إلا قيمة واحدة بطبيعتها.

أنواع المتغيرات:

تصنف متغير ات البحث إلى عدة أنواع ولكن هناك نرعين أساسيين من المتغير ات هما:

١ ـ المتغيرات النوعية Qualitative Variables:

وهي متغيرات وصفية أو متغيرات تصنيفية، أى أن كل فرد بنضم لمجموعة معينة أو إلى فئة معينة حسب امتلاكه لصفة معينة، ومن أمثلة هذا النوع من المتغيرات، المستوى الاجتماعي الثقافي، المستوى الاقتصادى، الجنس، الفرقة الدراسية، لون بشرة الوجه، ومكان الإقامة. وأبسط هذا النوع من المتغيرات هو المتغير ثنائي القيمة مثل الجنس (ذكر/ أنثي)، والتصنيف هنا يتم على أساس امتلاك الفرد للخاصية أو عدم امتلاكه لها وبذلك ينقسم أفراد المجتمع إلى قسمين فقط (ذكور وإناث).

٢_ المتغيرات الكمية Quantitative Variables:

وهذا النوع من المتغيرات يقاس بمقداره مثل الوزن والعمر والدرجات التحصيلية للأفراد ودرجات حرارة الجو في أيام الأسبوع المختلفة، وقيمة استهلاك التيار الكهربي في شهور السنة المختلفة, أو إيراد قناة السويس أيام الأسبوع المختلفة، أو أطوال تلاميذ أحد المدارس الابتدائية, ونلاحظ وجود اختلاف بين متغيرات هذا النوع ويشتمل هذا النوع من المتغيرات على نوعين فرعيين هما:

أد المتغير ات المتصلة Continous Variables

و هى متغيرات يمكن أن تأخذ أى قيمة عددية فى مدى معين مثل الدخل والوزن وقيمة استهلاك التيار الكهربى فى شهور السنة المختلفة، وفى هذا النوع من المتغيرات يمكن أن يكون قياسها بدرجة اختيارية من الدقة، فمثلاً يمكن قياس العمر لأقرب سنة أو لأقرب شهر أو لأقرب أسبوع. وعليه فإن المتعير المتصل يمكن أن يأخذ أى قيمة بين حدى التغير.

ب- المتغيرات المنفصلة Discrete Variables:

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات عدة أسماء مثل المتغيرات المتقطعة أو المتغيرات الوثابة، وهي متغيرات تأخذ قيما عددية محددة، مثل عدد طلاب كلية التربية بجامعة الملك عبد العزيز خلال السنوات الخمس

الماضية أو عدد خريجى الأقسام المختلفة لكلية الأداب بجامعة الملك عبد العزيز خلال العشر سنوات الماضية. مثل هذه المتغيرات تسمى بالمتغيرات المنفصلة نظرا لعدم وجود قيم كسرية للمتغير ويمكن تصنيف المتغيرات المستخدمة في البحوث النفسية والتربوية بخاصة والبحوث في المجالات الإنسانية والاجتماعية بعامة إلى خمس أنواع هي كما يلي:

١- المتغير المستقل Independent Variable:

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات اسم العوامل المثيرة، و هو المتغير الذى يعتبره الباحث المؤثر الأساسى في الظاهرة أو السلوك الذى يلاحظه أو يدرسه ويسمى هذا المتغير بالمتغير التجريبي Experimetnal لأن الباحث يخصصه للتجريب عن طريق تغييره لمعرفة تأثيره.

٢- المتغير التابع Dependent Variable:

ويسمى هذا النوع من المتغيرات بمتغير الاستجابة Response ، وهو ما ينتح من أثر المتغير المستقل، أى أن قيمة هذا المتغير تتأثر بتغير قيمة المتغير المستقل. ويوجد نوعان من العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع هما:

أ- علاقة متقطعة Discrete Relation:

وتتمثل فى فحص وجود أو عدم وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع.

ب علاقة مستمرة Continous Relation:

وتتمثل فى فحص مدى استمرار تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع ودرجات هذا التأثير

٣- المتغير الوسيط Moderator Variable:

يعتبر هذا المتغير من المتغيرات المستقلة من الدرجة الثانية، بمعنى أن الباحث يقوم بتغيير هذا المتغير المعرفة تأثيره على العلاقة بين المتغير المستقل

والمتغير التابع. أى دراسة ما إذا كان هذا المتغير يزيد أو ينقص من أثر المتغير المستقل في المتغير التابع.

٤- المتغير المثبت Control Variable:

و هو المتغير الذي يقوم الباحث بتحديده والغاء أثره على المتغير المستقل، وذلك حتى يتمكن الباحث من دراسة أثر المتغيرات الوسيطة.

طريقة تثبيت المتغيرات المثبتة:

- أ- إهمال أثره نهانيا والغانه.
- ب- مساواته في كل المجموعات التجريبية (أي أن يكون موجوداً بنفس الدرجة لدى جميع أفراد العينة).
 - ج. العشوائية في اختيار العينة.

ه ـ المتغير المتداخل Intervening Variable:

وهو المتغير الذي يؤثر في الظاهرة التي يدرسها الباحث ولكنه لا يتمكن من ملاحظته أو قياسه، بينما نستدل على أثره من خلال تأثيره في المتغير التابع عن طريق تأثيره في كل من المتغيرات المستقلة والوسيطة. ويختلف هذا النوع من المتغيرات عن كل المتغيرات السابقة فيما يلي:

- أ- المتغير المتداخل هو متغير فكرى Conceptual Variable بينما بقية المتغير الت إجرائية Operational.
- ب- المتغیرات المتداخلة لا یمکن ملاحظتها و تحدید تأثیر ها المباشر و لا یمکن قیاسها و إنما یستدل علیها.
- ج- أثر المتغيرات المتداخلة على المتغيرات المستقلة يعتبر تـ أثيرا غير مباشرا وتعتبر المتغيرات المستقلة بمثابة مدخلات Inputs والمتغيرات التابعة بمثابة مخرجات Outputs أما المتغيرات المتداخلة فتقع بين المدخلات والمخرجات.



الفصل الثانى التعريف ببرنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية SPSS

مقدمة:

يعد برنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية Statistical Package يعد برنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية for Social Sciences (SPSS) من أوسع برامج الحاسب الآلى انتشارا في مجال تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية. وذلك نظرا لما يتمتع به البرنامج من إمكانات ومزايا تجعله المفضل دائما لدى شباب الباحثين؛ ومن أبرز هذه المزايا سهولة استخدامه ووضوح تعليماته وتوافقه مع تطبيقات Microsoft الأخرى بحيث يستطيع الباحثون الذين يستخدمونه نقل نتانج تحليلاتهم الإحصائية بسهولة إلى برامج الأوفيس Office الأخرى سواء برنامج الكتابة الاحصائية بسهولة الى برامج الأوفيس فيروض التقديمية تطبيق الأساليب غيرها من التطبيقات ولذلك سيقوم المؤلفان بتوضيح كيفية تطبيق الأساليب الإحصائية المختلفة على برنامج SPSS.

ويستخدم البرنامج فى البحوث العلمية التى تشتمل على بيانات رقمية Empirical data كما أن البرنامج يشتمل على معظم الاختبارات الإحصائية للربيا.

النوافذ المتوفرة في برنامج SPSS:

تتوفر في برنامج SPSS الأنواع التالية من النوافذ:

- ا- نافذة محرر البيانات Data Editor: وهذه النافذة تعرض محتويات ملف معين من البيانات حيث يمكن تكوين ملف جديد أو تحوير ملف موجود، وإن هذه النافذة نفتح تلقائيا عند بدء تشغيل البرنامج.
- ٢- نافذة المشاهد Viewer: هذه النافذة تعرض جميع النتائج الإحصائية
 والجداول والمخططات Charts حيث يمكن تنقيح النتائج وخزنها.
- ٣- نافذة مسودة المشاهد Draft Viewer: هذه النافذة تتيح عرض المخرجات كنص اعتيادى (بدلاً من جداول محورية تفاعلية) وبهذا لا يمكن تحوير الجداول والمخططات في هذه النافذة.

- نافذة محرر الجداول المحورى Pivot Table Editor: هذه النافذة تتيح إمكانية تحوير الجداول المحورية بعدة طرق.
- نافذة محرر المخططات Chart Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية تحوير المخططات.
- تنيح هذه النافذة إمكانية
 تحوير المخرجات التي لا تعرض كجداول محورية.
- ٧- نافذة محرر القواعد Syntax Editor: تتيح هذه النوافذ إمكانية خزن خيارات صناديق الحوار حيث يمكن تحوير ها الإضافة أوامر ومميزات لا تتوفر في الأوامر القياسية لبرنامج SPSS.
- ٨- نافذة محرر الخطوط Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية خلق وتحوير الخطوط الأساسية.

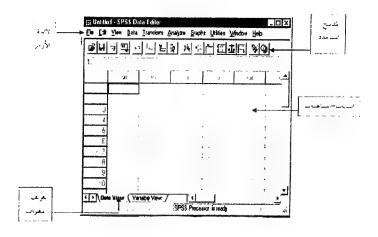
(سعد ز غلول بشیر، ۲۰۰۳: ص ۸)

تشغيل البرنامج

ويعمل البرنامج الإحصائي SPSS في بيئة النوافذ، ويتم تشغيله باختيار الأمر START من اللائمة PROGRAMS وبعد ذلك حدد برنامج SPSS.

ويعتبر محرر بيانات الـ SPSS الواجهة الأولية للحزم ، وهي واجهة تشبه الجداول الإلكترونية وتستخدم لإدخال البيانات الخام لأول مرة . ومن خلال المحرر يمكن قراءة البيانات وتعديلها أو تغييرها والتعامل مع المتغيرات وتسميتها أو تغيير أسمائها ومن خلال محرر البيانات تحفظ ملفات البيانات وتسمى ملفات بيانات DATA FILES ولا يستطيع هذا الملف استخراج أي نوع من النتائج ، وإنما النتائج ترسل إلى نوع أخر من الملفات وهي ملفات المخرجات .

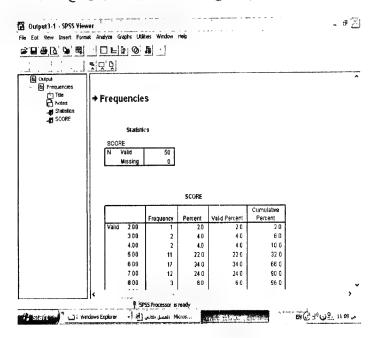
والشكل (٢ - ١) يوضح شاشة معالج البيانات لبرنامج SPSS:



شكل (١-٢) شاشة معالج البيانات لبرنامج SPSS

وملفات المخرجات OUTPUT FILES تحوي على جميع النتائج التي تتم بعد أي عملية إحصائية، وفي كل مرة يطلب البرنامج من المستخدم حفظ الملف أو حذفه، ويوصى بعدم حفظ جميع ملفات المخرجات إلا ما يحتاجه الباحث أو المستخدم بصفة مستمرة وبعد أن يتأكد من صحة النتائج أما ملفات البيانات فإنه يجب حفظها بأكثر من ملف والحفاظ عليها نظرا لأن فقدها يؤدي إعادة الإدخال كاملا بعكس ملفات المخرجات التي لا يتطلب استرجاعها سوى استرجاع العملية الإحصائية، وطلب النتائج من البرنامج. وفي النسخ الأخيرة من الد SPSS يمكن التعامل مع المخرجات (بيانات أو رسومات) وتعديلها في نظام شجري جميل وسهل يمكن التحكم فيه بكل يسر وسهولة.

والشكل (٢ - ٢) يوضيح مثال لشاشة مخرجات من برنامج SPSS



شكل (٢-٢) شاشة مخرجات برنامج SPSS

وتشتمل شاشة المخرجات على بيانات مجدولة تمثل نتائج الاختبار الإحصائي المستخدم أي كان، ويمكن حفظها من خلال الأمر FILE نختار SAVE AS.

ومن خلال قائمة الأوامر وخيارات البرنامج يستطيع الاختيار بين العديد من عمليات تعديل البيانات وتشكيلها وبين الاختبارات الإحصائية المتعددة وأنواع كثيرة من الرسوم البيانية الجميلة.

وعموما: فإنه يمكن إجمال مراحل تحليل البيانات بالخطوات التالية:

- ١_ ترميز البيانات.
- ۲_ إدخال البيانات في الـ SPSS.
 - ٣- اختيار الاختبار المناسب.
- تحدید المتغیرات المراد تحلیلها.

وعند تشغيل برنامج SPSS، تظهر شاشة محرر البيانات DATA وعند تشغيل برنامج SPSS، تظهر شاشة محرر البيانات EDITOR والتي تتكون من ورقتين تشابهان ورقة العمل في برنامج الجداول الإلكترونية EXCEL حيث تتكون الورقة من أعمدة وصغوف، ويمكن الانتقال من ورقة إلى أخرى بواسطة النقر على قابض الورقة في أسفل شاشة محرر البيانات.

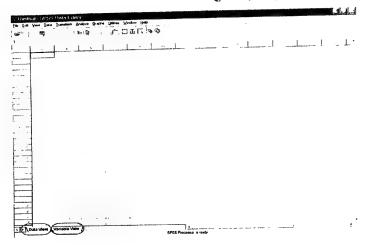
ولترميز سليم للبيانات ينبغي أن يتم التمييز بين شاشتين أساسيتين في محرر البيانات Data View و Variable View

Variable View وتخدم مهمة إدخال وتعديل وعرض البيانات للباحث، وتمثل الأعمدة المتغيرات في حين تمثل الصغوف الحالات محل الدراسة، وبذلك تمثل كل خلية مشاهدة المتغير للحالة المقابلة.

وفيها يتم إدخال مسمى كل متغير ونوعه ومستواه من حيث القياس ونوعية الرموز المدخلة في المتغير.

Data View وتخدم هذه وظيفة التحكم بخصائص المتغيرات ، وفيها يتم إدخال قيم كل متغير في العمود المخصص له.

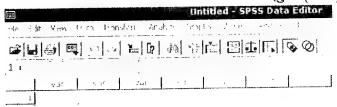
والشكل (٢ -٣) يوضح ذلك :



شكل (٢-٢) شاشة محرر البيانات برنامج SPSS

القوائم الرنيسية لبرنامج SPSS

تعتمد جميع البرامج التي تعمل تحت نظام ويندوز على مجموعة من القوائم والتي يمكن من خلالها القيام بجميع العمليات المطلوبة من البرنامج. ويوجد في برنامج $SPS = 1 \cdot SPS$ ويوجد في التالى:



شكل (٢-٤) قائمة الأوامر الرئيسية برنامج SPSS

ملف: File لفتح وحفظ الملفات وقراءة بيانات من جداول الكترونية (مثل اكسل) وطياعة البيانات.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- فتح ملف جدید. NEW DATA
- فتح ملف مخزن. OPEN DATA
 - حفظ ملف البيانات. SAVE AS
- فتح قاعدة بيانات. OPEN DATABASE
 - طباعة. PRINT
 - إغلاق. EXIT

تحرير: Edit يقص وينسخ ويلصق القيم ،وللحصول على قيم بيانات ولتغيير الخيارات

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- الاسترجاع عن أخر عملية تم تنفيذها. UNDO
 - قص بیانات. CUT
 - نسخ بیانات. COPY
 - لصبق بيانات. PASTE
 - البحث عن بيانات. FIND

عرض : <u>View</u> للتحكم في شكل القيم وشرحها

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- وضع شريط الأدوات. STATUS BAR
- التعامل مع شريط الأدوات. TOOLS BAR
- الشكل "الخطوط، النوع، الحجم" FONTS
- التعامل مع خطوط الشبكة "محرر البيانات". GRIND LINES بيانات:
 بيانات: <u>Data</u> لعمل نمير شامل على ملف البيانات.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- تعریف التاریخ. DEFINE DATES
- إدخال المتغيرات. INSERT VARIABLE
 - إدخال حالة. INSERT CASE
 - فرز الحالات. SORT CASES
 - تقسيم الملفات. SPLIT FILE
- إختيار حالات محددة. SELECT CASES
 - وزن الحالات. WEIGHT CASES

إعادة التشكيل: Transform لعمل تغيير لمتغيرات محددة في ملف البيانات ولحساب متغيرات جديدة بناء على قيم موجودة.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- إجراء عمليات حسابية على البيانات الموجودة. COMPUTE
 - إجراء حسابات على متغيرات محددة. COUNT
 - إعادة الترميز. RECODE
 - تصنيف المتغيرات. CATEGORIZE VARIABLE
 - ترتيب الحالات. RANK CASES
 - استبدال القيم المفقودة.

الإحصاء: Analyze لاختيار مجموعة كبيرة ومتباينة من العمليات والاختبارات اللامعملية. والاختبارات اللامعملية. ويعتبر هذا الخيار بيت القصيد من الحزمة كلها ويشمل أكبر كمية من الخيارات الضمنية.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

• إظهار التقرير عن البيانات. REPORTS

- الاحصانات الوصفية. DESCRIPTIVE STATISTICS
 - مقارنة المتوسطات. COMPARE MEANS
 - النموذج الخطي. GENERAL LINEAR MODEL
 - الارتباط. CORRELATION
 - الإنحدار. REGRESSION
 - التصنيف. CLASSIFY
 - المقياس. SCALE
- الاختبارات اللامعملية. NONPARAMETRIC TESTS

الأشكال: Graphs لإعداد رسوم بيانية بأنواعها: طولي ، دانري ، نقطيالخ

تمكننا من عمل الإجراءات التالية:

- الأعمدة البيانية. BAR
- المضلع التكراري. HISTOGRAM
 - القطاعات الدائرية. PIE
 - شكل الانتشار. SCATTRE

<u>أدوات</u>: <u>Utilities</u> للحصول على معلومات عن متغيرات وللتحكم في ظهور متغيرات معينة في مربع الحوار والتحكم في شاشة العرض الرئيسة.

نافذة: Window التحول بين نوافذ SPSS أو لتصغير جميع نوافذ SPSS المفتوحة

تمكننا هذه القائمة من التنقل بين البيانات والنتائج.

المساعدة : Help الحصول على الصفحة الأساسية للبرنامج INTERNET) (INTERNET على شاشة المساعدة في العديد من أوجه SPSS ،

ويمكن الحصول على المساعدة أيضا بنقر زر الفأرة الأيمن في المكان الذي تريد الحصول على مساعدة فيه.

تمكننا هذه القائمة من:

- البحث عن موضوع معين. TOPICS
- دروس خاصة بالبرنامج يمكن تعلمها. TUTORIAL

الصفحة الخاصة بشركة SPSS على الإنترنت. SPSS HOME PAGE

(إبراهيم المحيسن ، ٢٠٠٤: ص ٣)

إدخال البيانات في الـ SPSS.

يستخدم في إدخال أي بيانات للبرنامج شاشة محرر البيانات: وهي عبارة عن شبكة من الصفوف والأعمدة تستخدم لإنشاء وتحرير ملف البيانات.

- تمثل الأعمدة في محرر البيانات " المتغيرات" بينما الحالات تمثلها " الصفوف".
- نقطة النقاطع بين الصف والعمود تسمى خلية، وكل خلية تحتوي على قيمة واحدة لمتغير عند حالة معينة.

ولتعريف المتغيرات (في ما قبل الإصدار التاسع)

اختر قائمة Data

Define Variable اختر الأمر

وتشتمل عملية التعريف على تعيين اسما للمتغير وتحديد نوعه ووصفه وقيمه. يتم إدخال البيانات في محرر البيانات حسب التالي:

- نقر الخلية المطلوب إدخال القيمة الأولى بها، ولتكن الخلية الأولى في العمود الأول.
 - أدخل الرقم المطلوب.

اضغط على مفتاح (Enter) فيتم حفظ القيمة داخل الخلية وتنتقل نقطة
 الادخال إلى الأسفل بمقدار صف واحد.

يتم إدخال بقية البيانات بنفس الأسلوب

حفظ ملفات البيانات

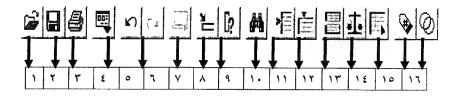
بعد تعريف المتغيرات وإدخال البيانات في محور البيانات، يمكن القيام بحفظ هذه البيانات في SPSS حسب الخطوات التالية:

- من قائمة File أختر Save As
- ادخل اسما للملف في المستطيل الذي تحت عبارة File Name
 - اختر القرص المطلوب تخزين الملف عليه.

أنقر الزر OK

شريط أدوات البرنامج.

يزودك نظام SPSS بالاضافة الى القوائم الرئيسية بشريط الادوات الذي يحتوي على أيقونات Icons رسومية تمثل وظائف أو عمليات معينة قد تغنيك عن استخدام القوائم وتسهل عمل النظام أيضا ويقع هذا الشريط أسفل شريط القوائم.



1.7	the state of
فتح ملف مخزن	d.
تخزين ملف	Jan 1
طباعة ملف	
إظهار أخر مجموعة من الإجراءات التي تم استخدامها	
التراجع عن أخر تغيير والتراجع عن التراجع.	
الانتقال الى التخطيط	4
الانتقال الى الحالة	L
اعطاء معلومات عن المتغيرات	
بحث عن	
إدراج حالة جديدة الى الملف.	
ادراج متغير جديد الى الملف.	
شطر الملف.	
إعطاء أوزان للحالات.	
اختيار مجموعة حالات.	K ,
إظهار أو الحفاءعناوين دلالات القيم.	K.
استخدام مجموعة من المتغيرات.	

مراحل تحليل البيانات في البرنامج

- و ترميز البيانات
- ۲- إدخال البيانات في الـSPSS.
- ٣- اختيار الاختبار المناسب.
- ٤- تحديد المتغيرات المراد تحليلها.

أنواع المتغيرات المدخلة في شاشة محرر البيانات: Variable View المتغير من النوع الاسمى: Nominal

هذا المستوى يصنف عناصر الظاهرة التي تختلف في النوعية لا في الكمية، وكثيرا ما نستخدم الأعداد لتحديد هوية المفردات، وفي هذه الحالة لا يكون للعد ذلك المدلول الكمي الذي يفهم منه عادة. فمثلا يمكن استعمال العددين م، ١ ليدلا على التصنيف حصب الجنس فيجعل الصفر يدل على الذكر و الد ١ يدل على الأنثى، لاحظ أن ٠، ١ لا يدلان على قيم عددية أي لا يخضعان للعمليات الحسابية لأنه يمكن تعيين أي عددين بدلهما ليدلا على نوع الجنس. وأمثلة أخرى على المستوى الاسمي: الحالة الاجتماعية (أعزب متزوج)، ونوع العمل (إداري - أكاديمي - عمل آخر).

• المتغير من نوع الرتبي: Ordinal

يقع هذا التدرج في مستوى أعلى من التدرج الاسمي، فبالإضافة إلى خواص التدرج الاسمي فان التدرج الترتيبي يسمح بالمفاضلة، أي بترتيب العناصر حسب سلم معين: مثل الرتب الأكاديمية (أستاذ (١)، استاذ مشارك(٢)، أستاذ مساعد (٣)، محاضر (٤)، مدرس(٥)، معيد(٢)) وتقديرات الطلاب (ممتاز (٥)، جيد جدا(٤)، جيد(٣)، مقبول(٢)، راسب(١)) ، وكذلك درجة التأييد لإجابة السؤال (موافق بشدة (٥)، موافق (٤)، متردد(٣)، لا أوافق بشدة (١)). ويجدر بالذكر أن هذا المستوى لا يحدد الفرق بدقة بين قيم الأفراد المختلفة.

• المتغير من النوع المسافة: Scale

وهنا يتم ترتيب الفنات أو الأشخاص موضع البحث ترتيب بمسافات متساوية ويمكن هنا استخدام عمليات مثل الجمع والطرح والضرب دون القسمة حيث لا يتوافر هنا صفر مطلق.

حيث يشير الصغر المطلق إلى انعدام الخاصية فإذا حصل الطالب على صغر مثلا في اختبار اللغة العربية فهل هذا يعني أنه لا معرف أي شيء من مادة اللغة العربية.

• المتغير من النوع النسبي:

وهو أعلى مستويات الترتيب والقياس حيث يتوافر هنا الترتيب وفق مسافات متساوية ويتوافر الصفر المطلق ؛ ويمكن إجراء العمليات الحسابية الأربع على هذا النوع من المتغيرات . بما فيها القسمة .

وهذا النمط من البيانات لا يستخدم في العلوم الاجتماعية ، وإنما يستخدم في العلوم الطبيعية بكثرة حيث يتواجد صغر مطلق.

الفصل الثالث التوزيعات التكرارية Frequency Distribution

يهدف التوزيع التكرارى إلى تبميط العمليات الإحصائية، وذلك بعرض البيانات فى صورة ميسرة ومناسبة. كما يهدف عمل التوزيعات التكرارية للبيانات أيضاً إلى صماعتها صياغة عملية تبين أهم المميزات الرئيسية لهذه البيانات.

العلامات التكرارية:

يرمز لتكرار أى درجة مرة واحدة بالرمز (/)، ويرمز للتكرار مرتين بالرمز (//)، كما يرمز للتكرار ثلاثة مرات بالرمز (//) ونستمر فى هذه العملية حتى نصل إلى الرمز (///) لتوضيح التكرارات لخمس مرات ويطلق على هذا الرمز الأخير اسم الحزمة.

مثال (T - 1): الدرجات التالية تمثل درجات 0 - 1 طالب في امتحان مقرر علم النفس التربوى:

0	٦	٦	۲	7	٧	٦	0	٥	٦
٥	٧	۸	٥	٧	٦	٦	٧	٧	Y
٥	٣	٦	٧	٧	٦	٨	ź	٧	٦
£	٥	٧	٧	٧	٩	٥	٦	٦	٦
٩	٥	٨	٦	٦	٥	٦	٣	٦	٥

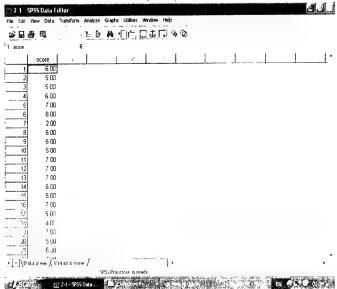
ويمكن جدولة هذه البيانات في الجدول التكراري الأتي:

جدول (٣ - ١) يوضح طريقة حساب التكرارات من العلامات التكرارية

التكرار	العلامات المتكرارية	
1	/	۲
*	//	٣
۲	//	£
11	1 744 744	٥
۱۷	II THE THE THE	7
17	11 1111 1111	٧
٣	///	٨
٧		٩
٥.		المجموع

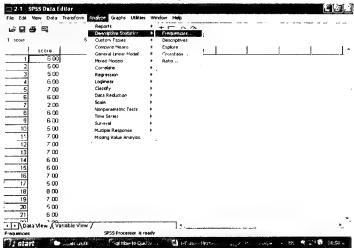
ولتكوين نفس الجدول باستخدام برنامج SPSS من شاشة View نقوم بتعريف متغير جديد اسمه Score مثلاً ونختاره من النوع العددى View نقوم بتعريف متغير حديد اسمه Score مثلاً ونختاره من النوع العددى Numeric ومستوى القياس Score ثم نعود إلى شاشة Data View ونقوم بإدخال البيانات في العموم الأول المسمى Score فنحصل على ٥٠ صف كل صف يمثل Case أو درجة لطالب من طلاب العينة فتظهر البيانات في محرر البيانات بالبرنامج على الشكل (٣ - ١) التالي.

شكل (٣ – ١) محرر البيانات الخاصة بدرجات ٥٠ طالب شكل (٣ – ١)

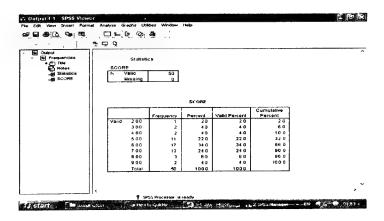


ولعمل الجدول (٣ – ١) باستخدام برنامج SPSS من قائمة Analyze نختار SPSS من قائمة Descriptive Statistics الشكل التالى.





فتظهر لنا شاشة النتائج Out put التالية شكل (m – m) شاشة نتائج مثال (m – m).



الفنات التكرارية:

عندما يزداد تشتت درجات مجموعة من الأفراد فى أحد الاختبار الت النفسية أو التحصيلية (اختبار التفكير مثلاً) كأن تكون أقل درجة هى ٥ و أعلى درجة هى ٣٠٠ فإن الجدول النكر ارى يصعب تسجيله بصورة واضحة، ففى مثل هذه الحالات يستحسن جمع هذه الدرجات فى فئات تحتويها وترصدها فى صورة موجزة بسيطة.

مثال (۲ - ۲):

فيما يلى الجدول ($^{\circ}$ – $^{\circ}$) يبين توزيع تكرارى يصنف $^{\circ}$ 0 طالباً حسب در جاتهم التحصيلية فى أحد مقررات الإحصاء التربوى. وقد قسمت الدرجات إلى فنات طول كل منها $^{\circ}$ 1

جدول (٣ – ٢) التوزيع التكرارى لدرجات ٥٥ طالبا في التحصيل الدراسي للإحصاء

التكرار	العلامات التكرارية	الدرجة
Y	/	77 - 17
£	THH	77 - 77
۲.	17##	44 - 47
٨	4417 111	7 7 - 7 7
١٢	11 HHT 111	٤٧ _ ٣٨
٧	11 771+	£Y _ £T
٥	THH	٨٤ ٢٥
11	1 7111 1111	۳۵ ــ ۷۹
٥٥		المجموع

وقد كتبت فنات الدرجات فى الجدول السابق موضحاً فيها الحد الأعلى والحد الأدنى لكل فئة، والفئة مثلاً ١٨ - ٢٢ تعتبر فئة الدرجات من ١٨ إلى

77 وطول هذه الفنة هو ٥ درجات. ويتضح من الجدول أن الفنات الواردة فيه لا تشتمل إلا على الدرجات الصحيحة فقط، وقد تحتوى بعض الفنات في كثير من الأحيان على كسور، لذلك فإنه يفضل أن تكون الدرجات كما هو موضح بالجدول رقم (7-7).

جدول (۳ – ۳) فنات الدرجات وتكرار كل فنة

المتكرار	(لفنة				
Y	-14				
£	_77				
7	_47				
٨	_٣٣				
۱۲	_٣٨				
٧	- ٤ ٣				
٥	-£ A				
11	_07				
٥٥	المجموع				

فالفنة (۱۸-) تدل على جميع الدرجات الصحيحة والكسرية ابتداءً من الدرجة ۱۸ إلى كل درجة أقل من ۲۳، وتكون الفنة الأعلى منها مباشره هي (۲۳-) التى تشتمل جميع الدرجات ابتداءً من ۲۳ لغاية أقل من ۲۸ والفنة الأعلى مباشرةً من هذه الفنة هي (۲۸-) و هكذا.

Frequency Table ويسمى الجدول رقم ($^{\circ}$ – $^{\circ}$) بالجدول التكر ارى الجدول كنه يدلنا ويطلق عليه اسم التوزيع التكرارى Frequency Distribution وذلك لأنه يدلنا على عدد مرات تكرار فئة من فئات الدرجات فى المجموعة الأصلية المكونة من $^{\circ}$ 0 درجة.

ولتنفيذ نفس العملية باستخدام برنامج SPSS نختار متغيرين أحدهما يسمى degree والأخر Frequency ونقوم بإدخال الدرجات كما هي موضحة في الشكل (٣- ٤):

	1 we . J 3f.	DE C	10:		
	1	1 .5 1	1	1 1	
	<u> </u>				
5 00					
11.00					
•-					
-	- ++	-			• ;
	18-22 • frquency 2 00 4 00 6 00 6 00 12 00 7 00 5 00	1822 200 400 600 600 1200 700 500 1100	18.22 2.00 4.00 6.00 6.00 12.00 7.00 6.00 11.00	1822 200 400 6 00 6 00 12 00 7 00 5 00 11 00	19.22 2.00 4.00 6.00 6.00 12.00 7.00 5.00 11.00

عدد الفنات ومداها:

يرتبط عدد الفنات ارتباطا وثيقاً بمدى طول كل فنة وحدودها، فعندما يزداد طول الفنة في أى توزيع نكرارى فإن عدد الفنات يقل تبعا لذلك والعكس بالعكس. ويستحسن أن يكون عدد فنات الدرجات محصوراً بين ١٠، ٢٠ فئة حتى يكون معقولاً ومناسباً.

حساب مدى الفنة:

١- المدى المطلق = الحد الأعلى للفنة - الحد الأدنى للفنة.

٢- المدى الكلي = المدى المطلق + ١

ويضاف الواحد الصحيح لأنه بطرح الحد الأدنى من الحد الأعلى للفنة يكون الناتج أقل من عدد الدرجات بواحد.

حساب عدد فنات الدرجات:

يستخرج عدد فنات الدرجات باتباع الخطوات التالية:

١- نبحث عن أكبر درجة وعن أصغر درجة.

٢- نحسب المدى الكلى للدر جات كما يلي:

المدى الكلى = أكبر درجة - أصغر درجة + ١

۳- نقسم المدى الكلى على عدد مناسب من الفنات بحيث يتراوح بين
 ۱۰ و ۲۰ فئة.

٤- نحدد طول الفئة من المعادلة التالية:

المدى الكلى طول الفنة = عدد الفنات

التوزيع التكراري النسبي:

فى بعض الأحيان لا يكون عدد الأفراد هو المهم ولكن النسبة المنوية لعددهم هى الأهم كما فى حالة الاقتراع فى الانتخابات النيابية. ويمكن عمل التوزيع التكرارى العادى وذلك بحساب احتمال التكرار وهو يساوى

التكرار عدد الدرجات

لكل فئة ثم نحسب النسبة المنوية لتكرارات كل فئة وتساوى حاصل ضرب احتمال التكرار في ١٠٠.

مثال (۳ – ۳):

فيما يلى درجات ٥٠ طالب في اختبار للتفكير التأملي:

Λ£	٨٧	٧٧	٧٠	77
٨٠	7.7	47	۲۸	ኣ ለ
٦٨	۸٧	۸٩	٨٥	٨٢
۸٧	٨٥	Λŧ	٨٨	٨٩
۸٦	۸٦	٧٨	٧٠	۸۱
٧٠	71	۸۸	٧٩	44
V 4	۸٦	٦٨	٧٥	٧٧
٩.	۸٦	٧٨	٨٥	۸١
٦٧	41	۸۲	٧٣	٧٧
۸۰	٧٨	V1	۸٦	۸۳

ا ـ كون جدول توزيع تكرارى بطول فنة قدره ٣. ب ـ كون جدول توزيع تكرارى نسبى للبيانات السابقة.

الحل:

جدول (۳ – ٤) أ - المنات الدرجات والتكرارات

التكرارات العلامات التكرارية فنات الدر جات -71 // -72 THH _77 THL _V • _٧٣ ۲ // 1 744 _٧٦ 1 THL -Y9 THH ٦ -41 THE THE ١. -40 1714 -۸۸ -91 -9 £

ب- جدول (۳ ــ ٥) التوزيع التكراري النسبي

% للتكرار	احتمال التكرار	فئات الدرجات
٤	٠,٠٤	-71
•	• •	37_
1.	٠,١٠	YF_
١.	٠,١٠	_V.
٤	٠,٠٤	-77
14	٠,١٢	_Y7
14	٠,١٢	- Y9
14	٠,١٢	_AY
۲.	۰۲٫۲۰	-40
14	٠,١٢	-44
۲	٠,٠٢	-91
Y	٠,٠٢	_9 £

ويمكن إجراء نفس الخطوات السابقة باستخدام برنامج SPPS كما تم توضيح ذلك في مثال (T-1)، ومثال (T-1).

التمثيل البياني للتوزيعات التكرارية Graphic Representation:

قد يصعب على الفرد فهم خواص التوزيع التكرارى من خلال النظر الله جدول لهذا التوزيع، لذلك فإنه يمكن للباحث أن يحول جدول التوزيع التكرارى إلى رسم بيانى تتضح فيه خواص هذا التوزيع أوضح مما يكون عليه الجدول، ويتم ذلك بأى صورة من الصور التالية:

۱ - المدرج التكرارى: Histogram

ويمكن الحصول على المدرج التكرارى بتقسيم المحور الأفقى إلى اقسام متساوية، بحيث يزيد على هذه الأقسام عن عدد الفنات بواحد على الأقل، ويمثل كل قسم من هذه الأقسام فنة من فنات الدرجات. ويبدأ تقسيم هذا المحور من اليسار بفئة أصغر من أى فئة بالجدول. ثم نقسم المحور الرأسى إلى عدد من الأقسام المتساوية يكون عددها أكبر مباشرة من تكرار أكبر فئة فى التوزيع التكرارى. ثم نقيم على كل قسم من الأقسام الأفقية مستطيلاً ارتفاعه يساوى التكرار فى الفئة التى يمثلها هذا القسم وهكذا نحصل على المدرج التكرارى.

ولرسم المدرج التكراري ينبغي مراعاة ما يلي:

- الشكل البياني له محور إن أحدهما أفقى والآخر رأسى وهذه يطلق عليها غالباً اسم المحاور الكارتيزية أو محور (س) ومحور (ص).
- ٢- أنه من الشانع تمثيل فنات الدرجات على المحور الأفقى والتكرارات على المحور الرأسي.
- ٣- يستحسن أن يكون المحورين عند نقطة الصفر بالنسبة لكل من المقياسين.
- ٤- يكون الرسم البياني المصغر صعبا في عمله ويكون أيضاً صعباً في
 قراءته.

فإذا كان المطلوب قراءة قيم على الرسم البياني فإن الرسم الأكبر يكون أفضل في تحقيق هذا الهدف. ينبغى اختيار الوحدات المناسبة كأن يكون طول الوحدة على
 المحور الأفقى ممثلاً لطول الفنة.

مثال (٣ - ٤):

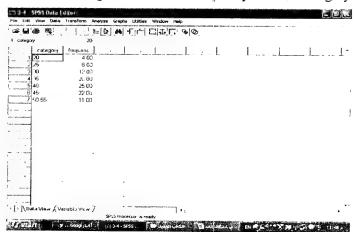
مثل التوزيع التكرارى لموضح بالجدول التالى بيانيا باستخدام برنامج SPSS.

00_0.	_£0	_ ٤ •	-40	-٣٠	_70	-7.	القنة	
11	77	70	٧.	١٢	٣	٤	التكرار	

باستخدام المدرج التكرارى

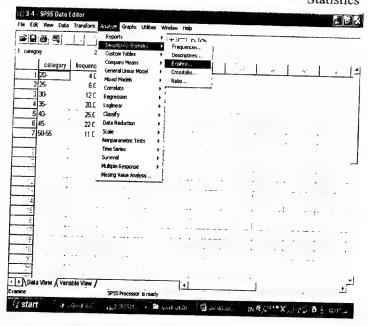
الحل:

نقوم بإدخال البيانات على شاشة مدخل البيانات Data editor من Data Variable View هما الفئة Category والشكل التالي يوضح ذلك:



شكل (٣ ... ٥) شاشة إدخال بيانات مثال (٣ - ٤)

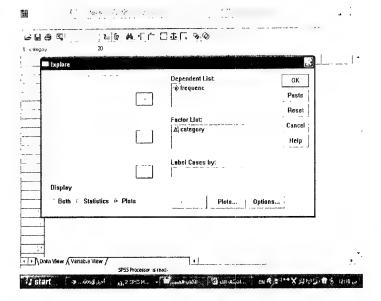
ولرسم المدرج التكراري من قائمة Analyze نختار Statistics



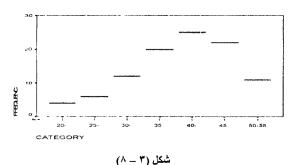
شكل (٣ - ٦) يوضح طريقة اختيار أمر رسم المدرج التكراري

ومن القائمة المنسدلة منها يختار الأمر Explore

والشكل (٣-٧) التالى يوضح لك النافذة التى تظهر فتضع فيها المتغير Frequancy فى خانة Category فى خانة Factor List



شكل (۳ – ۷)
ومن أيقونـة Plots نؤشر على Histogram ثم Ok ثم فيظهر لذا الشكل التالي:



٢ - المضلع التكرارى: Polygon

لتمثيل الجدول التكراري بيانيا باستخدام المصلع التكراري، نستعمل المحور الأفقى لتمثيل الفنات والمحور الرأسى لتمثيل التكرارات كما في المدرج التكراري ونتبع نفس الخطوات التي اتبعت في رسم المدرج التكراري إلا أن التمثيل هنا يختلف حيث ينبغى تحديد مراكز الفنات وتوضع نقطة وحولها دائرة عند كل فنة مقابل تكرارها ثم نصل هذه النقاط بخطوط ويستحسن هنا إضافة فنتين إحداهما أقل من أصغر فئة في التوزيع التكراري والأخرى أعلى من أكبر فنة فيه. ويكون تكرارهما بالطبع صفراً.

مثال (٣ - ٥):

مثل البيانات الواردة في الجدول التالي الذي يبين فنات درجات مجموعة مكونة من ١٠٠ طالب في أحد الاختبارات المدرسية بيانا باستمرار المضلع التكراري:

			_
4	let a		
-5.	-10	-7.	افسات ا
		i	
			الارجات
11 1	٤	٥	التكر ار ات
	٠٤٠		-170 -7.

الحل

جدول (٣ - ٦) فنات الدرجات ومراكز الفنات والتكرارات

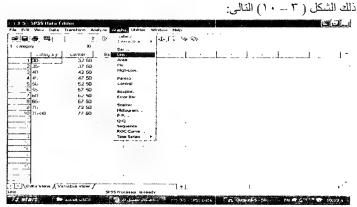
11-21 1 -		- J w -
التكرارات	مراكز الفنات	فئات الدرجات
٥	77,0	-4.
٤	۳۷,٥	_70
11	٤٢,٥	- ٤ •
^	٤٧,٥	_ \$0
11	04,0	_0,
۲٠	٥٧,٥	_00
١٢	77,0	٠٢٠
١٣	٦٧,٥	٥٢_
١٠	٧٢,٥	٠٧٠
	٧٧,٥	۸٠_٧٥

و لأداء هذه العملية باستخدام برنامج SPSS نقوم أو لا بإدخال البيانات من شاشة مدخل البيانات كما يتضم بالشكل (٣ - ٩) التالى:

le Edit View Data			Window Help		and the second control of
3 B 4 9	1 1	G # 1	DIJE SO		
category	30				
catagory	center	fieq -	1 . 1	1	
1 30-	32 50	5.00			
2 35.	37 60	4 00			
3 40-	42 60	11 00			
4 45-	47 50	8 90			
5 50-	52 60	11.00			
6 65-	57 50	20.00			
7 60-	62 50	12 00			
9 70	67 50	13 00			
	72.50	10 00			
10 75-80	77 50	6.00			
]					
11					
9					
I- Duraview (11	,	
T-1/men and Y o	anana view /	SPSS Processor is			,

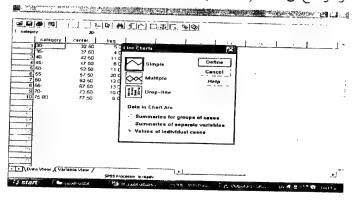
شكل (٣ _ ٩) شاشة مدخل البيانات لمثال (٣ _ ٥)

ولرسم المضلع التكراري من قائمة Graphs نختار Line كما يوضح



شكل (٣ ــ ١٠) أمر رسم المضلع التكرارى

فتظهر لنا نافذة نختار منها Simple ثم نضغط على مربع Define كما هو موضح في الشكل (٣ – ١١) التالي:



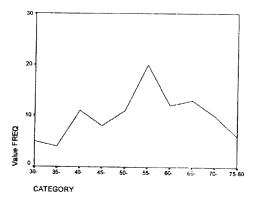
شكل (۳ – ۱۱)

بعد الضغط على مربع Define تظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل التالى:

c shegory 30	는 Kalucs of Individual Cases	图. 1:
2	Line Represents: Deficial Case number Case number Variable:	OK Pasto Reset Cancel Halp
1 1 1 1 Vorta View / Vortable View /	Titles	

شکل (۳-۲۱)

Line Represents فنضع المتغير Frequancy (التكرارات) في خانة Category ونختار في المستطيل أسفل الحيار Variable ونضع فيها المتغير وفئة) فنحصل على شاشة المخرجات الموضحة في الشكل التالي وبها المضلع التكراري المطلوب.



شكل (٣ - ١٣) المضلع التكراري لمثال (٣ - ٥) ٣- المنحنى التكراري Curve:

لتمثيل جدول توزيع تكرارى بيانيا باستخدام المنحنى التكرارى نقسم المحورين الأفقى و الرأسى لتمثيل الفنات والتكرارات كما سبق تماما ثم نرسم خطا ممهذا ومتصلا Smooth and Continous بحيث يمر بكل النقاط التي تمثل مراكز الفنات.

مثال (٣ - ٢): مثل التوزيع التكرارى لدرجات ٥٠ تلميذ في مقرر اللغة العربية بالصف الأول بالمرحلة الثانوية العامة وبيانها كما هو موضح في الجدول التالي:

91.	-Y•	٠٢.	_0.	_£ •	-4.	_ ۲ •	-1.	فنات الدرجات
٢	٦	٦	٩	£	٦	í	۲	التكرارات

الحل:

بتبع نفس الخطوات المستخدمة في رسم المضلع التكر ارى ولكن من Brectral بدلاً من Linc.

توزيع درجات أفراد المجتمع لفنات الدرجات:

فى بعض الأحيان يحتاج الباحث النفسى أو التربوى إلى تحديد نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين وفى هذه الحالة يقوم الباحث بعمل توزيع تكرارى متجمع تصاعدى أو تنازلى حسب حاجته وفيما يلى طريقة عمل التوزيعين التكرارين المتجمعين التصاعدى والتنازلى والتمثيل البياني لكل منهما:

١ ـ التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي:

الجدول (٣ – ٧) يبين طريقة عمل التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي للبيانات الخاصة بدرجات مجموعة من الطلاب.

جدول (٣ – ٧) فنات الدرجات والتكرارات ــ الحدود الدنيا للفنات فاقل ــ التكرار المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع	أقل من الحدود الدنيا للقنات	التكرار	اثقنة
صفر	أقل من ١٠	٥	-1.
٥	اقل من ۲۰	٨	-4+
١٣	أقل من ٣٠	٧	_٣٠
١ ٢٠	اقل من ٤٠	17	_ 4 •
77	اقل من ٥٠	١٣	_0,
£0	أقَل من ٣٠	10	1 -
۱ ۲۰	أقل من ٧٠	۲.	-٧٠
٨٠	اقل من ۸۰	۱ ٤	
9.6	أقل من ٩٠	٦	100-90
1	أقل من ١٠٠		

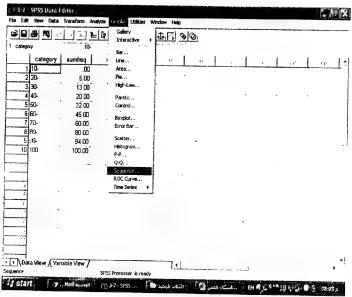
فعندما نريد معرفة عدد الأفراد الذين لم يصلوا إلى مستوى الفئة التى تبدأ بالدرجة $^{\circ}$ وتنتهى بالدرجة الأقل من $^{\circ}$ ك فأنه بالاستعانة بالتكرار المتجمع التصاعدى الموضح فى جدول $^{\circ}$) يمكن أن نتعرف على هذا

العدد الذي يساوى ١٣ فردا أى أن التكرار المتجمع الصاعد لأى فنة يدل على مجموع تكرار هذه الفنة وتكرارات الفنات التي تسبقها.

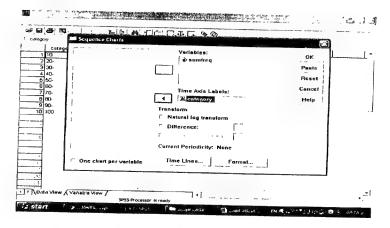
ثانيا: المنحى التكراري المتجمع التصاعدي لفئات الدرجات:

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى حيث يدل المحور الأفقى على الحدود الدنيا لفنات الدرجات ويدل المحور الرأسى على التكرار المتجمع التصاعدى ونسمى الشكل الناتج من رسم هذا التوزيع بالمنحنى التكراري المتجمع التصاعدي.

ويمكن رسم هذا المنحنى باستخدام برنامج SPSS وذلك كما هو موضح في الشكل (T = 31):



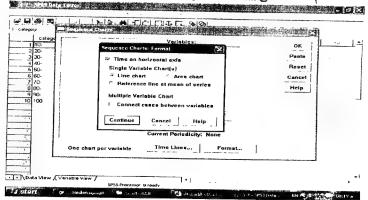
شکل (۳ ــ ۱٤) من قائمة Graphs نختار Sequence



شکل (۳ – ۱۰)

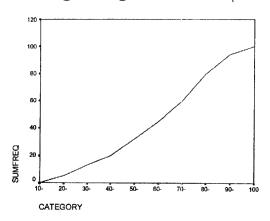
Time نضع التكرار الصاعد في خانة Variables والفنات في خانة Axis labels

ثم نضغط على Format فتظهر لنا النافذة التالية:



شکل (۳ – ۱۲)

نتأكد من التأشير كما هو موضح على Line chart و Time on Time on و نتأكد من التأثير Horizontal Axis



شکل (۳ – ۱۷) المنحنى التكرارى المتجمع التصاحدي لمثال (۳ – ۷)

٢ - التوزيع التكراري المتجمع التنازلي:

عندما يراد معرفة عدد الذين حصلوا على درجات أعلى من مستوى معين، فإننا نستخدم التكرار المتجمع التنازلي والمثال ($\gamma - \lambda$) يوضع طريقة حساب التوزيع التكراري المتجمع التنازلي وتمثيله بيانيا.

مثال (۲ - ۸):

ُ إشتقتُ عينة عشو انية من مائة طالب من طلبة أحد المدارس الثانوية العامة بمدينة الإسكندرية وتم قياس أطوال الطلبة فوجد أن هذه الأطوال موزعة كما في الجدول التالي:

1414.	-17.	10.	-14.	-17.	-17.	-11.	-1	فنة الطول
۲	11	17	10	۲.	1.4	1 £	۸	عدد الطلبة

والمطلوب تحویل جدول التوزیع التکراری السابق إلى جدول توزیع تکراری متجمع تنازلی.

الحل:

جدول (۳ – ۸) التوزیع التکراری المتجمع التنازلی لاطوال مانة طالب

A Mr. d. make		<u> </u>	
التكرار المتجمع	الحد الأدنى للفنة	عدد الطلبة	فنات الطول بالسم
التنازلي	فأكثر		,
1	۱۰۰ فاکثر	٨	-1
9.7	۱۱۰ فأكثر	16	-11.
٧٨ -	۹۳۰ فاکثر	1.4	-17.
٦.	۱۳۰ فأكثر	٧.	-17.
٤٠	۱٤٠ فأكثر	10	-1 6 .
40	١٥٠ فأكثر	17	_10.
14	۱٦٠ فأكثر	11	-14.
۲ ا	۱۷۰ فأكثر	*	-17.
صفر	۱۸۰ فاکثر		-141
		1	المجموع

ويمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي لأطوال الطلاب بيانيا باستخدام برنامج SPSS بنفس الطريقة التي وضحناها في مثال (Y-Y).

تمارين على الفصل الثالث

(٣ – ١) الدرجات التالية هي درجات ٨٠ طالب من طلاب كلية التربية بالمدينة المنورة في اختبار تحصيلي من مقرر علم النفس التربوي:

۳۸	77	**	94	٣٨	£ •	۲.	40	٣٨	££
۳.	٤٣	۳1	٥,	£Y	20	٤١	47	£ 1	۳۸
7 7	44	۳۸	* *	٤٧	٤١	٤٣	01	£٨	**
40	٤A	T £	**	27	£ 9	ŧΛ	٤٧	٤١	٤١
* *	٧,	۳٨	٤٨	44	**	£ 1	£ £	**	٣٨
**	47	٤١	٥.	40	**	7 9	77	44	44
T 1	٤٨	۶٥,	70	٣٨	۳۸	Y £	4.7	70	**
* 4	٤Y	Y £	£ £	íí	۳۷	۳۸	77	£ 1	4.7

أ- أنشئ جدول التوزيع التكرارى لهذه الدرجات مستخدما طول الفنة ٣
 ومبتدنا بالفنة (٢٠ – ٢٢).

ب- أنشئ جدول توزيع تكرارى آخر لنفس الدرجات بطول فئة قدره ٣ ومبتدئا بالفئة (١٨ ـ ٢٠).

هل سيختلف شكل التوزيعين التكراريين؟.

هل هما توزيعان متماثلان من حيث الشكل وكيف تفسر اختلاف الفنات التي تغطى الدرجات من ٤٥ إلى ٢٥٠.

(٣ - ٢) حصل ٥٥ طالباً في اختبار تحصيلي في مقرر دراسي على الدرجات التالية:

* *	11	٨	۳.	14	۲.	17	۳.	40	4.4
	4.4	١٤	4.4	٧.	**	۲.	70	٨	* Y
	* *	77	17	17	۲۱	17	١٨	Y £	17
	19	10	11	* *	1 /	۲.	٤٣	17	۳.
	* Y	۲.	10	77	4.4	17	۲.	* *	۲۳
	* *	* *	1.4	17	40	1 1	15	۲.	۲1

كون الجدول التكراري لهذه الدرجات إذا كان:

أ_ طول الفنة = ٣

ں۔ طول الفئة = °

ثم كون الجدول التكراري النسبي في كل حالة.

(٣ - ٣) كون توزيعا تكراريا للدرجات التالية جاعلاً طول الفئة ٦:

0 £	۷٥	17	٣٤	٦٤	٤٦	٦٤	77
۸۸	00	٨٤	۳٥	77	77	7 7	٤٧
٥٤	۳.	00	٤٢	0 1	٥٣	99	44
11	٤٠	۳.	οŧ	٧٨	۸۸	00	٧٦
۹.	٨٥	۷٥	97	۸۹	٧.	٥.	٤٣

ثم مثل هذا التوزيع بيانيا:

أولا: برسم مدرج تكراري.

ثانیا: برسم مضلع تکراری.

ثالثًا: برسم منحنى تكرارى.

(٣ _ ٤) أحسب التكرار المتجمع التصاعدى والتكرار المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالي:

10_1.	_٣٥	-7.	-40	-4.	_10	-1+	_0	فنة الدرجات (ف)
1.	1 ±	10	۲.	۲.	17	10	١.	التكرارات (ك)

٥- قارن بين التوزيعين التكراريين للمجموعتين أ، ب مستخدماً طريقة التمثيل البياني برسم المنحنى لكل منهما والجدول رقم (٣ – ٩) يتبين تكرارى المجموعتين:

جدول (۳ – ۹) التوزيع التكراري للمجموعتين أ، ب

تكرار المجموعة (ب)	تكرار المجموعة (أ)	فنات الدرجات
١٥	40	-1.
40	£.	_ ۲ ۰
۳٠	٥.	_T •
٧.	٧.	-£+
۲٥	10	_0.

تكرار المجموعة (ب)	تكرار المجموعة (أ)	فنات الدرجات
Υ.	۳.	-7.
40	1.	-V ·
٣٥	۲.	٠٨٠
ź.	70	_9 •
l v. i	٦.	_1
٦٥	٥٥	17 11.

الفصل الرابع مقاییس النزعة المرکزیة Measures of Central Tendency

الفصل الرابع مقاييس النزعة المركزية

Measures of Central Tendency

تميل درجات أى توزيع تكرارى إلى التجمع عند نقطة متوسطة فى المدى الموزع فيه التكرار الكلى ويتناقص عدد المفردات كلما بعدنا عن هذه القيم المتوسطة من الجانبين. وهذا لا يحدث دائما فى جميع التوزيعات التكرارية ولكنه يحدث فى أغلب الأحيان. هذا التجمع عند نقطة متوسطة هو ما يسمى بالنزعة المركزية، أى نزعة المفردات لاتخاذ قيم متوسطة Average. وتفيد معرفة القيم المتوسطة فى دراسة خصائص التوزيعات التكرارية، وتوجد عدة أنواع لهذه القيم أهمها الأنواع الثلاثة التالية:

- ١- المتوسط الحسابي Arithmetic Mean.
 - Y- الوسيط Median.
 - ٣- المنوال Mode

ولكل من الأنواع الثلاثة السابقة للقيم المتوسطة مميزاته وعيوبه يوضحها المؤلفان عند شرح طريقة حساب كل منهم كما يلى:

١ ـ المتوسط الحسابي:

تستخدم كلمة متوسط حسابى فى الحياة اليومية كثيراً. فنقول مثلاً أن درجات الطالب خالد أعلى من المتوسط عندما نرد على سوال بشأن تحصيله الدراسى، أو نقول أن التلميذة رشا تتغيب عن المدرسة شهريا أقل من متوسط غياب تلميذات مدرستها فى الشهر. وقد يكون مفهومنا عن مصطلح المتوسط مختلفا عن مفهوم المتخصصين عن هذا المصطلح الشائع الذى كثيراً ما نراه فى بيانات الإحصاء التربوى مثل عدد التلاميذ بالنسبة لكل معلم فى مرحلة ما من مراحل التعليم المختلفة، أو متوسط دخل الفرد بالنسبة للدخل القومى. ويمكن تعريف المتوسط الحسابى لعدة درجات مختلفة لمقياس معين بأنه ناتج خارج قسمة مجموع هذه الدرجات على عددها.

طرق إيجاد المتوسط الحسابي:

إذا رمزنا للدرجات بالرمز س فإننا نرمز للمتوسط الحسابي بالرمز سَ وفيما يلي طرق حساب المتوسط:

أ- طريقة حساب المتوسط من الدرجات الخام:

عند حساب متوسط الدرجتين ٨، ١٠ فإننا نجمع هاتين الدرجتين ونقسم الناتج على ٢ فيكون المتوسط هو

وعليه يمكن القول بأن:

حيث محس هو مجموع الدرجات، ن هي عدد الدرجات

مثال (٤ - ١):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

الحل:

9 + Y0 + 7 + V + 7 + 1 + 1 + A

ب- إيجاد المتوسط الحسابي للبيانات المبوبة:

نلاحظ من مثال (۱) أن عملية إيجاد المتوسط الحسابى لعدد قليل من الدرجات هي عملية بسيطة، أما إذا كان عدد الدرجات كبيرا فإننا نضع هذه الدرجات في صورة توزيع تكرارى، وقد يكون هذا التوزيع بسيطا أو ذات فنات حسب عدد المفردات وتشتتها. وفيما يلى طرق حساب المتوسط من التكرارات ذات الغنات:

١- إيجاد المتوسط الحسابي لتوزيع تكراري بسيط:

مثال (٤ - ٢):

أوجد المتوسط الحسابي التكراري التالي:

11	1 •	4	٨	٧	٦	٥	الدرجات (س)
۲	•	٦	٥	٦	£	۲	التكرارات (ك)

الحل:

نحدد عدد الدرجات (ن) وهو فى هذه الحالة يساوى مجموع التكرارات (ن = مح ك). ثم نوجد حاصل كل درجة فى تكرارها (س×ك) ثم نجمع الناتج (مح س ك) ثم نقسم حاصل الجمع على عدد المفردات فنحصل على المتوسط الحسابي.

جدول (3-1) الدرجات والتكرارات وحاصل ضرب $m \times b$

س×ك	실	س
١.	4	٥
Y £	£	٦
£ Y	٦	٧
٤,	•	٨
0 1	١ ،	4
٠.	٥	١.
77	۲	11
7 £ 7	۳.	

٢ - إيجاد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري ذا الفنات:

إذا كان التوزيع التكرارى ذا فئات نتبع الخطوات التالية لحساب المتوسط الحسابي:

- نكتب البيانات الإحصائية في صورة فئات متساوية أو غير متساوية.
- نعین التکرارات التی تحدث فی کل فنة ویرمز لها بالرمز كر(التكرار الحادث فی الفنة التی ترتیبهار).
 - نعین مراکز هذه الفنات ولیکن سر (مرکز الفنة التی ترتیبها ر).
 - نحسب حاصل ضرب س × ك
 - نوجد المتوسط الحسابي (س) من المعادلة التالية:

مثال (٤ - ٣):

أحسب المتوسط الحسابي للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري النالي:

-1	60	_£ •	_40	-٣٠	_40	-7.	_10	-1.	_0	ف
1	٠	7	۲.	٨	١,	٧.	۱۲	ź	١.	설

الحل:

جدول (۲) الفنات _ التكرارات _ مركز الفنات وحاصل ضرب س×ك

س×ك	س	<u>3</u>	ن
٧٥	٧,٥	١.	_0
٥.	17,0	£	-1.
T1.	17,0	17	-10
٤٥.	77,0	۲.	_7,
7 V 0	Y V , 0	١,	_70
**.	47,0	۸	_٣.
٧٥.	٣ ٧,٥	۲.	_٣0
700	£ Y, o	٦	_£ .
£ Y 0	٤٧,٥	١.	0 · _ £ 0
44		1	

مثال (٤ – ٤):

أحسب المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالي:

الحل:

س×ك	_{اس}	શ	i ii
970	97,0	١.	-9.
940	۵۷٫۵	1.	_90
7.0.	1.7,0	٧.	_1
1.70	1.7,0	١.	_1.0
770.	117,0	۲.	-11.
770.	117,0	٧.	-110
1770	177,0	١.	170_17.
1.40.		1	

مثال (٤ – ٥):

أوجد المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالى:

	_9.	-40	-۸۰	-40	-V ·	-70	-4.	00	_0.	_ £ 0	_£ .	ف
ı	۲	٤	۲	£	1.	17	١.	٨	٨	ź	۲	শ্ৰ

الحل:

جدول (٤ - ٤) ف، ك، س، س × ك

س×ك	س	গ্ৰ	ف
٨٥	٤٢,٥	۲	_£ *
19.	٤٧,٥	t t	_ £ 0
٤٧.	٥٢,٥	٨	_0 .
£7.	ه ۷٫۵	٨	_00
977	77,0	١.	٠٠.
۸۱۰	٦٧,٥	14	-40
۷۲٥	٧٢,٥	١.	-٧٠
۳۱.	۵,۷۷	t	_V o
١٦٥	۸۲,٥	4	٠٨.
٣٥,	۸٧,٥	£]	_
۱۸۵	97,0	٧	_9 •
£770		77	7

ج- إيجاد قيمة المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات:

فى هذه الطريقة نختار متوسطا فرضيا (أ) ثم نحسب قيمة انحراف الدرجات (ح) عن هذا المتوسط الفرضى أى أن:

$$-$$

فإذا كان لدينا القيم س، س، س، س، س، سن

فإن الانحرافات الناتجة يمكن الرمز لها بالرموز ح، ح، ح، ح، س.، حن

مجموع الانحرافات = ح، + ح، + ح، + \dots + حن

$$(i-j)+...+(i-j)+(i-j)+(i-j)$$

$$=(\omega_1+\omega_2+\omega_3-...+\omega_5)$$

ويمكن إيجاد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام أو التوزيعات التكرارية البسيطة أو التوزيعات التكرارية ذات الفنات.

١- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام: مثال (٤ - ٢):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

0, 7, 9, 3, 8, 7, 11, 9, .1, 71

الحل:

نفرض أن المتوسط الفرضي هو ٨.

ثم نحسب الانحرافات ونوجد مجموعها كما هو مبين بالجدول التالي:

جدول (٤ ــ ٥) الدرجة ـ ح

الدرجية ــ ح	<u>بدون (۲ ـــ ۲)</u>
C	
۲_	9
۲_	٦
1	٩
£ _	£
•	A
6 _	٣
۳	11
1	٩
4	Y +
£	17
٣_	
۲-	المجموع

$$\frac{3C}{3C} + 1 = 0.$$

$$\frac{7}{3C} + A = 0.$$

٢- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية البسيطة:

يمكن إيجاد قيمة المتوسط الحسابي في هذه الحالة باستخدام المعادلة:

مثال (٤ - ٧):

ُ أوجد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي مستخدما بطريقة الانحرافات:

١,	٩	٨	Y	٦	٣	س
٦	٤	۲	1.	۲	٤	실

الحل:

نفرض أن المتوسط الفرضى هو V ثم نحسب انحرافات الدرجات عن هذا المتوسط الفرضى ونكمل الحل كما هو موضح في الجدول (2-7).

جدول (؛ – ۲) الدرجلت، التكرارات، الاتحراف عن المتوسط، ح × ك

ح × ك	ح	ন্	س
۸_	۲_	٤	٥
٧_	١_	۲	٦
	•	١.	٧
۲	١	۲	٨
۸	۲	£	4
١٨	٣	٦	1.
١٨		4.4	

$$\frac{1}{1}$$
 $\frac{1}{1}$ $\frac{1$

٣- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية ذات الفئات:

يمكن حساب المتوسط بطريقة الانحراف من فنات الدرجات بتحديد مراكز الفنات (منتصفات الفنات) ونختار مركز الفنة ذات أكبر التكرارات على أنه متوسط فرضى ونكمل الحل كما سبق ويمكن اختيار أى متوسط فرضى أخر كما في المثال (3 - 4).

مثال (٤ - ٨):

أوجد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات للتوزيع التكراري التالي:

11-9	_٧	-0	-٣	-1	ف
٥	١	۲	۲	١	এ

الحل: أعتبر أن المتوسط الفرضي هو ٦.

جدول (٤ - ٧) يوضح طريقة حساب المتوسط كما يلى:

جدول (٤ ــ ٧) الفنات، التكرارات، مراكز الفنات، ح ـ ح × ك

حر×كر	الانحرافات ح ر	مراكز الفنات	التكرار ك ر	الفنات
		س ر		
£_	i_	۲	1	-1
٤_	۲_	£	۲	-٣
		٦	۲	۔ه
*	۲	٨	١	٠.٧
۲.	ŧ	١.	٥	119
١٤			11	

المتوسط الوزنى:

إذا كان متوسط مجموعة من الدرجات هو ٧ ومتوسط مجموعة أخرى من الدرجات ٩ فإن متوسط هذين المتوسطين هو:

فإذا كان لدينا مجموعة من الدرجات عددها ن ا ومجموعة أخرى من الدرجات عددها ن ٢ فإن متوسط متوسطى هاتين المجموعتين هو:

مثال (٤ ــ ١٠):

أحسب المتوسط الوزني للمتوسطات التالية:

$$0 = 1$$
 $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$ $0 = 1$

$$| \text{late und lection } (a) = \frac{\dot{\upsilon}_1 \dot{\upsilon}_1 + \dot{\upsilon}_2 \dot{\upsilon}_2 + \dot{\upsilon}_3 \dot{\upsilon}_4}{\dot{\upsilon}_1 + \dot{\upsilon}_2 + \dot{\upsilon}_3}$$

$$= \frac{\dot{\upsilon}_1 + \dot{\upsilon}_2 + \dot{\upsilon}_3 \dot{\upsilon}_4}{10 + \lambda + 0}$$

$$= \frac{\dot{\upsilon}_1 + \dot{\upsilon}_2 \dot{\upsilon}_3}{10 + \lambda + 0}$$

$$= \frac{\dot{\upsilon}_1 \dot{\upsilon}_2 \dot{\upsilon}_3}{10 + \lambda + 0}$$

ΥA

خواص المتوسط الحسابي:

ا - المجموع الجبرى للانحرافات عن المتوسط لمجموعة من الأفراد يساوى صفر. مدح = مد (m - m) = •

لأى مجموعة من الدرجات يكون مجموع مربعات الفرق بين الدرجات ومتوسطها أقل من مجموع مربعات الفروق بين الدرجات وأى درجة أخرى.

إذا أضيف لكل درجة عدد ثابت فإن المتوسط يزداد بقيمة نفس هذا
 العدد الثابت

إذا ضربت كل درجة في عدد ثابت فإن قيمة المتوسط الحسابي
 تضرب في نفس هذا العدد الثابت.

يتأثر المتوسط الحسابي بالدرجات المتطرفة وهذه الخاصية توضح أهم عيب من عيوب استخدام المتوسط كمؤشر أو كمقياس النزعة المركزية، لأن وجود درجات متطرفة تجعل المتوسط يعطينا صورة خاطئة عن حقيقة تجمع الدرجات.

 ت يتأثر المتوسط بعدد الدرجات وكلما زاد عدد الدرجات زاد تبعا لذلك ميل المتوسط الحسابي إلى الاستقرار وقل ميله للتغير.

٧- مجموع متوسطى مجموعتين = متوسط مجموع درجات المجموعتين.

٨ـ الفرق بين متوسطى مجموعتين = متوسط الفرق بين درجات المجموعتين.

حساب المتوسط الحسابي باستخدام برنامج SPSS:

(الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية):

من قائمة Analyze في الإصدار العاشر وما بعده، أو قائمة Analyze في الإصدار الثامن وما قبله نختار قائمة Descriptive Statistics.

والغرض من هذه القائمة القيام بالإحصاءات الوصفية (مثل المتوسط، والمنوال، والوسيط، وغير ذلك)، والعمليات التكرارية والاستكشاف العام للبيانات.

وهناك أيضا أمر Crosstabs لعمل الجداول الثنائية وهو مفيد في تحليل البيانات التكرارية وعمل بعض الاختبارات الإحصائية مثل مربع كاى - Chi - واختبار Cohen's Kappa واختبار

تحليل البيانات:

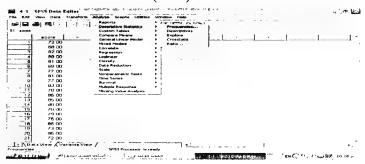
- 1- أضغط على Statistics (الإصدار الثامن) أو على Analyze (الإصدار التاسع وما بعده) في شريط القوائم.
- ۲- أضغط على Summarize (الإصدار الشامن) أو Descrptive (الإصدار التاسع وما بعده) وتؤدى هذه العملية إلى ظهور قائمة أخرى تحتوى على:
 - Frequencies •
 - Descriptires
 - Explore •

٣- فإذا كان لدينا مجموعة من الدر جات كما بلي:

λŧ	٨٢	٧٢	٧٠	V Y
۸.	7.4	47	٨٦	٦٨
٦٨.	۸٧	٨٩	٨٥	۸۲
AY	٨٥	Λŧ	۸۸	۸۹
٨٦	٨٦	٧٨	٧٠	۸١
٧.	٦١.	۸۸	٧٩	7.9
٧٩.	٨٦	٦٨	٧٥	٧٧
٩.	٨٦	٧٨	٨٥	۸١
7.4	41	٨٧	٧٣	٧٧
۸.	٨٧	٨٦	٨٦	۸۳

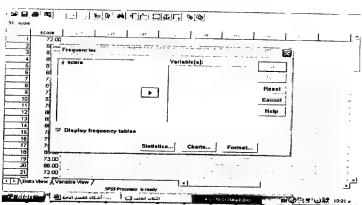
وهذه الدرجات تمثل درجات ٥٠ طالب في اختبار مادة تطبيقات الحاسب الألي، والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الدرجات

- ٤- نقوم بإدخال البيانات كمتغير واحد أسمه Score مثلاً فيكون لدينا خمسين حالة Case كل حالة تمثل بصف أفقى row فى شاشة مدخل البيانات View
- ٥- لحساب المتوسط الحسابي من قائمة Analyze نختار Frequencies ومن القائمة المدلمة نختار



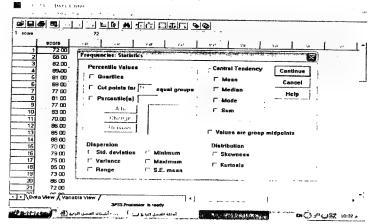
فتظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل (٤ - ٢) فنقوم بنقل المتغير Score إلى المربع Statistics.

شکل (۱ – ۲)



فتظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل (٤-٣):

شکل (۴ – ۳)



ويمكننا من خلال التأشير على مقاييس النزعة المركزية كلها الحصول على قيمتها بالنسبة للمتغير Score فبالتأشير على المتوسط Mean، والوسيط Mode، والمنوال Mode والمجموع Sum ثم الضغط على المربع Continue ثم Ok نحصل على شاشة المخرجات الموضحة في الشكل التالي:

شكل (٤ - ٤)

Statistics

SCORE

N	Valid	50
ļ	Missing	0
Mean		79.6400
Median		81.0000
Mode		86.00
Sum		3982.00

٢- الوسيط:

الوسيط هو الدرجة التي تتوسط توزيع الدرجات بحيث يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر. ويمكن الحصول على الوسيط بأن نرتب درجات المجموعة ترتيباً تنازليا أو تصاعديا شم نأخذ القيمة التي تقع في المنتصف تماما إذا كان عدد الدرجات فرديا، أما إذا كان عدد الدرجات زوجيا فإن قيمة الوسيط تساوى المتوسط الحسابي للقيمتين الواقعتين في الوسط.

وللوسيط ميز تان هما:

- ان قيمته لا تتأثر بالقيم المتطرفة كبرى أو صغرى كما هو الحال
 في المتوسط الحسائي.
- انه مقياس للوضع ولا يتأثر أساسا بعدد البيانات في التوزيع التكراري ولا يتأثر بحجم هذه البيانات ولذلك فإن الوسيط يفضل في قياس الوضع للبيانات الإحصائية غير الكاملة من أحد الطرفين.

طرق حساب الوسيط:

يمكن حساب الوسيط باستخدام برنامج SPSS كما وضحنا في الجزء السابق بنفس الطريقة المتبعة في حساب المتوسط الحسابي للبيانات مع التأشير على Median الوسيط.

أ_حساب الوسيط من الدرجات الخام:

ترتيب الوسيط:

٢ ـ إذا كان عدد الدرجات زوجياً فإن:

مثال (٤ - ٩):

أوجد الوسيط للأعداد الآتية: ٥، ٤، ٣، ٨، ٧

الحل:

ترتب الأعداد ترتيبا تنازليا أو ترتيبا تصاعديا فإذا تم ترتيبها تصاعديا فإنه يمكن كتابتها كما يلي:

۲

1+

۲، ٤، ٥، ٧، ٨

٠٠ عدد الدرجات فرديا

.. قيمة الوسيط = ٥ (و هو العدد الثالث من كلا الطرفين).

مثال (٤ - ١٠):

أحسب الوسيط للأعداد التالية: ٥، ٨، ١٣، ٦، ٩، ١٢

الحل:

ترتيب الدرجات تنازايا كما يلي:

71,71,9,1,7,0

نرتب الوسيط الأول ==

.. قيمة الوسيط الأول = ٩

ترتيب الوسيط الثاني =

· · قيمة الوسيط الثاني = ٨

ب- حساب الوسيط للتوزيعات التكرارية:

١- حساب الوسيط باستخدام الرسم:

يمكن إيجاد قيمة الوسيط من تقاطع المنحيين المتجمعين التصاعدى والتنازلي من جدول التوزيع التكراري للبيانات الإحصائية المتصلة بعد وضعها في صورة جدول توزيع تكراري ذو فنات متساوية أو غير متساوية.

مثال (٤ - ١١): أوجد الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

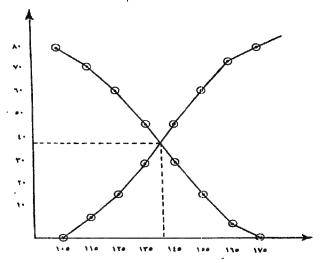
1417.	-10.	-16+	-17"+	-17.	-11.	-1	ف
٦	1 4	1 £	17	1 £	١.	٨	설

الحل: نحسب كلا من التوزيعين المتجمعين التصاعدى والتنازلي كما هو موضح في الجدول ($\Sigma - \Lambda$).

التكرار المتجمع التلترلي	الحد الأمنى للقفة فاكثر	التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأدنى للفنة	J.	-4	ئ
۸۰	۱۰۰ فأكثر	صفر	أقل من ۱۰۰	1.0	٨	-1
V Y	۱۱۰ فاکثر	٨	اقل من ۱۱۰	110	١.	-11.
7.7	۱۲۰ فاکثر	١٨	أقل من ١٢٠	170	1 1 1	-17.
£٨	۱۳۰ فاکثر	۳۲	أقل من ۱۳۰	170	17	-17.
77	۱٤٠ فأكثر	٤٨	أقل من ١٤٠	160	1 £	1 -15.
۱۸	۱۵۰ فاکثر	77	أقل من ١٥٠	100	17	_10.
٦	١٦٠ فأكثر	٧٤	اقل من ۱۹۰	170	٦	14 17.
صقر	۱۸۰ فاکثر	٨٠	أقل من ۱۷۰	140		

ثم نرسم المنحنى المتجمع التصاعدى والمنحنى المتجمع التنازلى كما هو موضح فى شكل $(3 - \circ)$ فتكون نقطة تقاطع المنحنيين هى النقطة المقابلة لرتبة الوسيط على المحور الرأسى ولقيمة الوسيط على المحور الأفقى ويتضح من الشكل $(3 - \circ)$ أن قيمة الوسيط هى $(3 - \circ)$.

شكل (٤ ــ ٥) إيجاد الوسيط بالرسم



٢- إيجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي:

لحساب الوسيط من التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى نحسب أو لا ترتيب الوسيط وهو في حالة الجداول التكرارية للقيم المتصلة (﴿) ونحدد الفنة الوسيطية أي الفئة التي يقع فيها الوسيط ثم نطبق المعادلة:

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

ترتيب الوسيط -- التكرار المتجمع التصاعدي السابق للفنة الوسيطية

تكرار الفنة الوسيطية

مثال (٤ ــ ١٢):

أحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

1	0		_٣0		_40	.Y.	_\ a	-3.4	- 6	
1										
١	w	V	^	N	^	7.0	1.0	٧.	1	.51
- 1	' '	, ,			_	, -	, , -	, ,	, ,	9

× طول الفئة الوسيطية

الحل:

جدول (٤ – ٩) ف، ك، التكرار المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع	أقل من الحد الأعلى للفنة	违	ن
التصاعدي	-		
•	اقل من ه	-	-
١.	اقل من ۱۰	١,٠	_6
٣.	اقل من ۱۵	۲.	-1.
10	اقل من ۲۰	10	-10
٧.	اقل من ۲۰	40	-۲.
٧٥	افل من ۳۰	۰	_40
٨٥	اقل من ۳۰	1.	-٣٠
٩,	أقل من ٤٠		-۳٥
4٧	اقل من ٥٤	٧	_£ ·
1	اقل من ٥٠	٣	٤٥
		1	

مثال (٤ – ١٣):

إحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

الحل:

-11-	-110	-11.	-1.0	-1	_90	-٩٠	ف
1.	۲.	۲.	١.	٧.	` · _	١.	ك

جدول (٤ - ١٠)

التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي لفنات الدرجات

التكرآر المتجمع التصاعدي	اق	ن
الراز المجلى المعاملاتي	١.	_1.
.	١.	_90
£ .	٧.	-111
	1.	-1.0
٧,	٧.	-11.
٩.	٧.	-110
1	1.	_1 7 •
	1	

٣- إيجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لفنات الدرجات:

نحسب ترتیب الوسیط ثم نحول التوزیع التکراری إلى توزیع تکراری متجمع تنازلي ثم نطبق المعادلة التالیة:

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية ترتيب الوسيط - التكرار المتجمع التالى للفئة الوسيط - × طول الفئة الوسيطية تكرار الفئة الوسيطية

مثال (٤ - ١٤):

أوجد الوسيط باستخدام التوزيع التكراري المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالي:

77-71	_ ۲ ۹	-47	-40	_44	-41	-19	-17	-10	-17	-11	٩_	ف
٣	١	٦	٥	٩	٨	44	10	70	۲	٨	٤	스크

الحل:

جدول (٤ - ١١) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لفنات الدرجات

التكرار المتجمع التنازلي لفنات الدرجات	스	ٺ
117	£	_4
1.4	٨	-11
1	٦	-17
4 £	40	-10
44	10	-17
o t	**	-19
77	٨	-41
Y £	4	_ 4 7
10	•	_40
\.	٦	-44
4	1	_44
*	٣	77 - 71
	117	

$$1A,V = 1A \frac{11}{10} = \frac{\xi}{10} - 19 = \frac{1}{10}$$

مثال (٤ - ١٥):

أحسب الوسيط للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالى:

_ 9 •	-A ·	-٧٠	_% •	_0 ,	-£ ·	-٣٠	-4.	-1.	ف
1									
٥	١.	١.	۲.	١٥	10	١.	١.	٥	설

الحل

جدول (٤ – ١٢) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي

التكرار المتجمع التنازلي	শ্ৰ	ف
1	6	-1 +
40	١.	
٨٥	1 •	-4.
٧٠	10	_4 .
٦,	10	_0.
£0	٧.	-4.
. 40	A •	_Y •
10	١.	-۸۰
٥	٥	14.
	111	

خواص الوسيط:

- 1 يقع الوسيط في أي توزيع تكراري عادى بين المتوسط الحسابي والمنوال.
 - ٢- يتأثر الوسيط بالدرجات الوسطى ولا يتأثر بالدرجات المتطرفة.

٣- المنوال: Mode

المنوال هو أكثر التكرارات شيوعا في التوزيعات التكرارية وهو أقل مقاييس النزعة المركزية استعمالاً.

طرق حساب المنوال:

أ- حساب المنوال من التوزيعات التكرارية البسيطة:

مثال (٤ - ١٦):

أحسب المنوال للتوزيع التكراري التالي:

1									
	٩	٨	٧	7	٥	ŧ	٣	۲	UI
i	٥	۲	٣	1 £	٦	٥	٨	٧	<u>5</u>

يتبين من الجدول السابق أن أكثر الأرقام تكراراً هو الرقم ٦.

: المنوال = ٦.

ب_ حساب المنوال من المتوسط والوسيط:

يمكن استخدام العلاقة التالية في حساب قيمة المنوال.

قيمة المنو ال $= 7 \times 10$ الوسيط $= 7 \times 10$

مثال (٤ - ١٧):

أحسب المنوال لتوزيع تكراري لفنات درجات متوسطها ١٥ والوسيط ١٣.

الحل:

ن المنوال =
$$7 \times 10$$
 المتوسط · ·

تكرار الفنة المتوالية + تكرار الفنة قبل المتوالية

× طول القنة

أحسب المنوال من الجدول التكراري التالي:

-17.	-17.	-10.	-11.	_17.	-14.	-11.	-1	نب
4	٥	٩	10	**	۲.	1 £	٨	ك
								1. 11

الحل:

نلاحظ أن الفئة المقابلة لأكبر تكرار هي (١٣٠-) وأن تكرار الفئة قبل المنوالية هو ٢٠ وتكرار الفئة بعد المنوالية هو ١٥ وطول الفئة المنوالية هي ١٠.

د- حساب المنوال عن طريق الرسم:

يمكن حساب المنوال عن طريق رسم المدرج التكرارى للفئة المنوالية والفئة قبل المنوالية والفئة بعد المنوالية فقط ولحساب المنوال بهذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:

- أ- نرسم مدرج تكرارى للفئة المنوالية والفئة التى قبلها والفئة التى
 بعدها فقط.
- نصل الطرف الأيمن لقمة الفئة قبل المنوالية بالطرف الأيمن لقمة
 الفئة المنوالية بخط مستقيم.
- خ- نصل عموداً من نقطة تقاطع الخطين الذين تم توصيلهما كما سبق على المحور الأفقى (الخاص بفئات الدرجات) فتكون قيمة المنوال التى يعبر عنها موقع سقوط هذا العمود على المحور الأفقى كما هو موضح في المثال التالى:

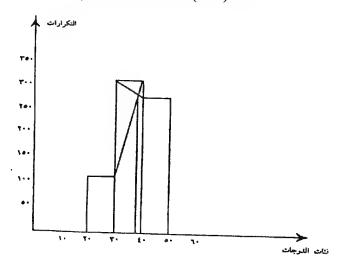
مثال (٤ - ١٩): أوجد قيمة المنوال للتوزيع التكرارى التالى باستخدام الرسم:

_% .	_0,	_£ .	_٣٠	_ ۲ •	_1,	ف
٧.	17.	44.	٣٢.	14.	1	اق

الحل:

من الرسم يتضبح أن المنوال =
$$7$$

شكل (٤ - ٦) حساب المنوال من الرسم



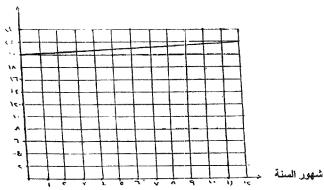
و هذه النتيجة تتفق مع قيمة المنوال المحسوبة من الرسم.

خواص المنوال:

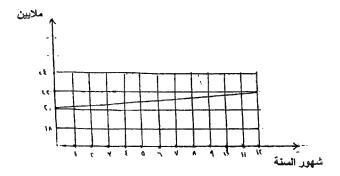
- لا يتأثر المنوال بالدرجات المنطرفة والوسطى فى التوزيع التكرارى
 وإنما يتأثر بالتكرارات عندما تبلغ نهايتها العظمى بالنسبة لفئة معينة من
 الدرجات.
- ۲- يتأثر المنوال بعدد فئات التوزيع التكرارى ومداها فإذا قل عدد الفئات زاد طول الفئة وزاد تكرارها بالنسبة لنفس التوزيع التكرارى وعليه فإن المنوال يخضع لاختيار عدد الفئات ومداها.
- ٣- يمكن تعدد قيم المنوال وذلك عندما يكون لدر جنين أعلى التكرارات
 بحيث يكون تكرار هما متساويان.

الرسوم البيانية الخادعة:

إذا أردنا إعداد رسم بياني يوضح أن زيادة معدل الدخل القومي خلال عام كانت ١٠ %.



شكل (٤ - ٧) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خلال عام

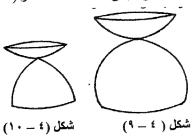


شكل (٤ -٨) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خلال عام

وبالرغم من أن الشكلين (٣ – ٧)، (٤ - ٨) يوضحان نفس معدل زيادة الدخل القومى إلا أن تأثير كل منهما يختلف عن الآخر، فالشكل (٤ -٧) يوحى بأن الزيادة أكبر منها في الشكل (٤ – ٨).

الصور التوضيحية الخادعة:

عند مقارنة الأجر الأسبوعي لعاملين أحدهما في بلد غنى والآخر في بلد فقير، وكان أجر الأول 7 جنيه في الأسبوع وأجر الشانى 7 جنيه في الأسبوع أيضاً فإن الشكل التوضيحي لذات الدخل الأكبر (3-9) يظهر كانه أكبر من ضعف الشكل التوضيحي لذات الدخل الأصغر (3-9).



كيف نتحقق من الأساليب الإحصائية المستخدمة:

للإجابة على هذا السؤال نحاول الإجابة عن الاسئلة التالية:

- ۱- ما مدى تحيز الباحث للبيانات التى يجمعها؟ فمن الممكن أن يجمع
 الفرد المعلومات المفضلة بالنسبة له ويتجاهل المعلومات التى لا
 يريدها.
- ۲- كيف توصل الباحث إلى المعلومات التى جمعها؟ فى أحد استطلاعات الرأى قامت به مجلة تجارية بولاية شيكاغو الأمريكية، تم إرسال الإستبيانات إلى ١٢٠٠ شركة كبرى تسالها فيها عن مدى ارتفاع الأسعار بهذه الشركات.

تمارين على الفصل الرابع

(٤ $_{-}$ 1) أوجد المتوسط الحسابي والوسيط للأرقام التالية:

i_ V, 71, P, 11, A

ب درا، ۱۰۲، ۱۰۳،۱۰۳،۱۱۱۱،۲۰۱۰

ج- ۲۲، ۲۲، ۲۲، ۲۲، ۲۰، ۱۸، ۳۵، ۲۱، ۳۳، ۲۳

(٤ - ٢) أحسب المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالى:

77	۲.	١٨	١٦	١٤	١٢	١.	۸	الدرجة (س)
٥	٣	0	1.	10	0	£	٥	التُكر أر (ك)

ثم أحسب الوسيط والمنوال.

(٤ - ٣) أحسب المتوسط الحسابي والوسيط من التوزيع التكراري التالى:

-£• £0	-70	-7.	_40	_Y •	-10	-1.	_0	فنات الدرجات (ف)
٦	١.	١٢	18	٧.	٦	1.	λ	التكرارات (ك)

ثم استنتج المنوال.

(٤ - ٤) باستخدام الرسم أحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالى:

-17	-18	-17	-1.	-۸	-7	-£	-4	ف
10	١.	١.	۲.	۲.	1.	١.	٥	실

(٤ $_{-}$ 0) إحسب المنوال بالرسم للتوزيع التكراري التالى:

- ٤ •	-40	-4.4	-40	-7.	-10	-1.	_0	ف
٤٥		1						
١.	١.	١.	۲.	۲.	١.	١.	١.	<u>ائ</u>

(٤ - ٦) الجدول التالي يبين توزيع درجات ٢٠٠ تلميذ في امتحان الرياضيات بالصف الأول الثانوي

-A•	٧٠	_٦٠	_0.	-£ ·	٣٠.	- ۲ •	-1•	فنات الدرجات
۲.	٤٠	۲.	٨٠	١.	٥	٥	١.	<u>্</u>

و المطلوب:

_1 حساب المتوسط الحسابي.

ب- حساب الوسيط.

ج- حساب المنوال.

قارن بين القيم المتوسطة الثلاثة السابقة.

هـ حساب معامل الاختلاف

بعض المغالطات الإحصانية التى ينبغى على الباحث معرفتها وتجنب الوقوع فيها:

وبعد استعراض مقاييس النزعة المركزية يمكن عرض بعض المغالطات الإحصائية في البحوث.

فبالرغم من الأهمية الكيرة لنتائج الدر اسات الإحصائية في المجالات النفسية والاجتماعية والتربوية إلا أنها قد تكون مضللة إذا لم يحسن اختيار العينات التي يتم إجراء الدراسات الإحصائية عليها. ومن أمثلة نتائج الدراسات الإحصانية المضللة، الدراسة التي أجريت في المملكة المتحدة لمعرفة ما إذا كان أفراد المجتمع الإنجليزي يعرفون النظام المترى في القياس (السم، المتر، الكم، والجرام، الكيلو جرام وغيرها) كمعرفتهم للنظام الإنجليزي في القياس (البوصه والقدم والياردة والميل والرطل وغيرها) وذلك باستخدام استفتاء ثم تطبيقه بعناية على عينة تمثل الرجال والنساء من خريجي الجامعات بلندن، وأشارت النتائج أن ٣٣% من أفراد العينة لم يسمعوا إطلاقًا عن النظام المترى. ثم طبعت أحد المجلات الأسبوعية استفتاء حول نفس الموضوع وأعلنت على قرانها أن ٩٨% من القراء يعرفون النظام المترى في القياس. وأصبحت هذه النتائج مفخرة لها بعد أن ثبت أن قرانها لديهم القدر الكبير من المعارف العامة.

و هنا نتساءل كيف يمكن أن تختلف نتائج تطبيق الاستفتاء في المرتين بهذه الصورة؟.

وقد حدث هذا الاختلاف في النتائج نظراً لأن الاستفتاء طبق في المرة الأولى على أفراد عينة قد تم اختيار هم بحرص شديد، كما طبق الاستفتاء بالطريقة الفردية وبأسلوب المقابلة المباشرة بين مطبق الاستفتاء وبين المفحوص، أما في المرة الثانية فقد أرسلت المجلة الاستبيانات عن طريق البريد، وبالطبع فإن معظم قراء المجلة الذين لا يعرفون النظام المترى لم يهتموا بإرسال الاستبيانات للمجلة مرة أخرى بعد استكمال البيانات الواردة فيها مما أدى إلى التوصل إلى نتائج مضللة.

فى إعلانات الدعاية للمنتجات المختلفة قد تستخدم بعض نتائج البحوث الإحصائية غير الدقيقة والتى تسهم فى تضليل جمهور المستهاكين. ففى الدعاية لبعض أقراص الحساسية التى تنتجها واحدة من شركات الأدوية، أعلن أن هذه الأقراص قد عالجت نويات البرد وطبعا استخدمت هذه الأقراص فى حدود ضيقة للغاية قبل الإعلان عنها تجاريا، وقد أشار أحد الأطباء الساخرين بعد سماعه الإعلان الخاص بهذه الأقراص أن هناك حقيقة علمية معروفة وهى أن العلاج السليم باستخدام الأدوية أو الأقراص المختلفة يستمر لمدة سبعة أيام لعلاج نزلة البرد، أما إذا تركت بدون علاج فإنها ستزول تلقائيا فى خلال أسبوع.

وقد أعد المؤلفان هذا الفصل من الكتاب ليوضحا للقارئ كيفية استغلال الإحصاء في الخداع لا لكي يعرفها فحسب ولكن لكي يتعلمها حتى يعي ما يقرأ وما يسمع من نتائج بحوث إحصائية وحتى يتجنب الوقوع في شرك الخدع الاحصائية.

التحيز في اختيار العينة وأثره على النتائج:

إذا كان لدينا برميلاً مملوء بالحبوب الحمراء والبيضاء فإن هناك طريقة واحدة للتعرف على عدد الحبوب من كل لون وهي عد جميع الحبوب. أما الطرق الأسهل لمعرفة عدد حبوب كل لون بالتقريب وهي أن تأخذ عينة من الحبوب ونعد الحبوب الحمراء والحبوب البيضاء ونحسب النسبة مقترحين أن هذه النسبة تمثل النسبة في ذل الحبوب الموجودة داخل البرميل. وإذ كانت العينة كبيرة بدرجة كافية وتم اختيارها بعناية فإن تمثيلها للمجموع معقولا، أما إذا كانت العينة غير كافية ولم يتم اختيارها بعناية فإنها لن تمثل المجموع تمثيلا دقيقاً وبكون التخمين في هذه الحالة أقل ذكاءً. إن أي نتانج يتم اشتقاقها من عينات صغيرة أو غير ممثلة لله جتمع الأصلى تعد نتائج مضللة ولا يعتد بها.

ونضرب مثالاً آخراً للأثر السالب لعدم تمثيل العينة، وهو عندما ترسل استفتاءات إلى مجموعة من الأفراد وهذا الاستفتاء يتضمن السؤال التالي:

هنا تجب الإجابة على التساؤلات التي تتضمنها الاستفتاءات؟ فإن معظم الأفراد الذين يجيبون بالنقى لا يهتمون بالرد وبالتالى يخرجون من العينة. ومن ثم فإنه من الممكن أن تكون نتيجة الاستفتاء أن كل من استجاب وأرسل الإجابة تكون إجابته "نعم" وبذلك لا تكون العينة ممثلة للمجتمع الأصلى تمثيلاً صادقاً.

وفى مسح شامل للأسر بأحدى المدن حول أنواع المجلات الأسبوعية التى تقرأها الأسرة حيث كان السؤال الأساسى المطروح هو "ما هى المجلات التى تقرأها الأسرة؟".

وقد أشارت النتائج إلى ارتفاع نسبة قراء إحدى المجلات ذات المستوى الرفيع جداً من الناحية الثقافية وإلى انخفاض نسبة قراء إحدى المجلات ذات المستوى الثقافي الأقل. وبالرغم من هذه النتائج فقد كان لدى الناشرين في ذلك الوقت الدلائل الكافية المؤكدة لتوزيع المجلة الثانية بأعداد أكبر بكثير من إعداد توزيع المجلة الأولى.

وقد يكون السبب في ذلك راجع إلى أن الأسر التي كانت ضمن عينة البحث لم يصرح أفرادها بالحقيقة.

وقد صرح احد علماء علم النفس بأن جميع أفراد المجتمع مصابين بالعصابية، وعندما سنل عن أسباب هذا الإدعاء أو عن الأساس الذى بنى عليه وجهة نظره اتضح أن جميع اختباراته قد طبقت على أفراد من المترددين على عيادته أي أن العينة غير ممثلة للمجتمع الأصلى بالمرة.

وبعد الحرب العالمية الثانية تم تطبيق استغتاء على عينة من الزنوج فى إحدى المدن الواقعة جنوب الولايات المتحدة الأمريكية وقد تضمن الفريق الذى قام بتطبيق الاستغتاء مجموعتين من الفاحصين إحداهما من الزنوج والأخرى من البيض، وقد كان السؤال الرئيسي في الاستغتاء هو "هل ستصبح معاملة الزنوج أفضل أم أسوأ في حالة احتلال اليابان للولايات المتحدة الأمريكية؟". وأوضحت النتائج أن مجموعة الفاحصين الزنوج قد أشاروا إلى أن المعاملة ستكون أفضل وهذه النتائج توضح أن هناك تحيز في الاستجابات لدى المفحوصين يرجع لعدة أسباب أهمها الرغبة في إعطاء الاستجابة التي ترضى الفاحص.

حسن اختيار المتوسط:

فى أحد الدراسات تم حساب متوسط دخل الفرد بالدولار الأمريكى فى إحدى المدن فى دولة نامية فكان مقداره ١٠,٠٠٠ دولار فى العام، وبعد مدة زمنية قدر ها عامان ثم حساب متوسط الدخل مرة أخرى لسكان هذه المدينة فكان مقداره ٢٠,٠٠٠ دولار أمريكى فى السنة. فهل حدث نمو اقتصادى لسكان هذه المدينة خلال عامين مقداره ١٠٠٠% فى الواقع لم يكن هذا التغير الكبير راجع للنمو الاقتصادى؟ إنما كان سبب اختلاف طريقة حساب متوسط الدخل، ففى المرة الأولى تم حساب متوسط الدخل باستخدام المتوسط الحسابى أى تم جمع مقادير الدخول لكل الأفراد ثم قسم المجموع على عدد الأفراد، وفى المرة الثانية تم حساب الوسيط أى أن مقدار الدخل الذي يقع فى المنتصف كان

٠٠٠,٠٠٠ دولار وكان من الممكن لو تم استخدام المنوال في حساب متوسط الدخل أن نحصل على قيمة ثالثة تختلف عن القيمتين السابقتين. في مثل هذه الحالة نلاحظ أن عدم تحديد نوع المتوسط قد يؤدي إلى نتائج مضللة، فقد أعلنت إحدى شركات الصلب الأمريكية أن متوسط أجر العامل بها قد زاد بنسبة بعدل فترة أقل من ١٠ سنوات فكانت هذه النسبة ليست حقيقية لأن معظم العاملين بهذه الشركة كانوا يعملون نصف الوقت عدد بداية تعيينهم ولكن بعد عام كانوا يعملون كل الوقت مما أدى إلى زيادة أجر هم بمقدار الضعف. فنسبة زيادة الأجر بمقدار ١٠٠ % التي أعانت عنها للشركة ليست حقيقية.

العينات الصغيرة:

اعلنت إحدى شركات مسناعة معجون الأسنان أن ٢٣% من مستعملى نوع المعجون الذى تنتجه الشركة قد تم شفاؤهم من أمراض اللثة التى كانوا يعانون منها وقد أعلنت الشركة هذه النتيجة بإجراء الاختبارات على ١٢ فرد فقط أى أن هذه النتيجة لا يعتد بها.

وهنا نتساءل ما عدد أفراد العينة الذي يكفى لتعميم النتائج? وبالطبع يعتمد عدد أفراد العينة على حجم المجتمع الأصلى الخاضع للدراسة. ففي إحدى المجلات الأسبوعية التي تهة. بموضوعات الأسرة ثم نشر معلومة تفيد بأن متوسط العمر الذي يستطيع فيه الطفل أن يمارس المشى هو ١,٤ سنة وهذه النتيجة تجعل كثير من الأباء يصابون بالإحباط إذا لم يتمكن اطفالهم من المشى عند هذه السن. وفي هذه الحالة يكون سوء الفهم الناتيج ليس راجع للمعلومة المنشورة وإنما يكون راجعا إلى القارئ نفسه. وقد طبق أحد اختبارات الذكاء على طفلين خالد ومحمد، حصل خالد على نسبة ذكاء ١٠٨ وحصل محمد على نسبة ذكاء ١٩ أى أن نسبة ذكاء أعلى من المتوسط ونسبة ذكاء محمد اقل من المتوسط. ولكن هاتين النسبتين لا تعبران عن الحقيقة لأن اختبار الذكاء المستخدم أهمل عدد كبير من الخصائص مثل القيادة والإبداع والاستعدادات العقلية والمعرفية والعينة المختلفة وكذلك الحكم الاجتماعي.

الفصل الخامس مقاييس التباين (التشتت) Measures of Variability

الفصل الخامس مقاییس التباین (التشتت₎ Measures of Variability

Range المدى المتوسط Mean Deviation (الإنحراف عن المتوسط الإنحراف الربيعي (الأرباعي) Standard Deviation (التحراف المعياري الأتباين Variance التباين Differential Coefficient المنتبات Percentiles

كثيرا ما نصدر أحكاما تتعلق بفروق بين مجموعتين من الأفراد في قدرة من القدرات أو في سمة من السمات، فإذا طبقنا اختباراً تحصيلياً في مقرر الإحصاء التربوى على مجموعتين من طلبة وطالبات الماجستير بكلية التربية ووجدنا أن متوسط درجات تحصل الطلبة هو 0 ومتوسط درجات التحصيل الدراسي للطالبات في هذا المقرر هو 0 ، فإنه من الخطأ القول أن جميع الطلبة أفضل تحصيلا دراسيا في الإحصاء التربوي من الطالبات دون التعرف على الفروق الفردية في المجموعتين فقد تكون درجات الطلبة محصورة بين 0 و 0 درجة ودرجات الطالبات محصورة بين 0 و 0 درجة. ولذلك فإن اصدار الحكم على كل طالبة بأنها أقل تحصيلاً من أي طالب من مجموعة طلاب وطالبات الكلية يكون غير صحيح لأنه من الواضح وجود عدد منهن أفضل من كل الطلاب. ولذلك الفروق الفردية داخل المجموعتين أكثر أهمية من الفروق بين المتوسطين.

و عندما نستخدم المتوسطات فى المقارنة بين المجموعات فإن المقارنة تكون غير كافية، لأن المتوسط وحده لا يعطى فكرة دقيقة عن خصائص المجموعة, فإذا أخذنا مجموعتين أ، ب كل منهما يتكون من خمس تلاميذ وكانت درجات كل مجموعة منهما فى اختبار تحصيلى لمقرر الرياضيات موزعة كالتالى:

7.4	* V	٣1	40	٣٩	مجموعة (أ)
۲۸	۳.	71	٣٢	7 1	مجموعة (ب)

فإننا نلاحظ أن المتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين هو ٣٦ والوسيط لكل منهما أيضا هو ٣١ أي أن هاتين المجموعتين من التلاميذ تشتركان في أكثر من متوسط واحد مع ذلك فالفروق بين المجموعتين كبيرة، وذلك لأن المجموعة (أ) تنتشر درجاتها في مدى أوسع من المجموعة (ب) ومعنى ذلك أن الفروق بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة الأولى عنها المنانية

و على ذلك فإنه ينبغى علينا بالإضافة إلى حساب المتوسط كمقياس للمقارنة بين مجموعتين أن نضع في اعتبارنا أيضا قياس تشتت كل مجموعة، ويقاس تشتت البيانات الاحصائية بمقابس التشتت التالية:

- ا المدى Range.
- Mean Deviation عن المتوسط ٢-
- ٣- الإنحراف الأرباعي Semi interquartile
- 2- الإنحراف المعياري Standard Deviation
 - o- التباين Variance
- 7- معامل الاختلاف Differential Coefficient
 - Percentiles -۷

وفيما يلي طريقة حساب كل منهما:

۱ ـ المدى Range:

أ- المدى المطلق:

يعد المدى المطلق من أبسط أنواع مقابيس التشتت ويمكن حسابه كما يلى: المدى المطلق = أكبر عدد - أصغر عدد

وهذا النوع من أنواع مقاييس التشتت لا يعطى معلومات كافية عن انتشار قيم البياتات الإحصائية والسبب فى ذلك أن الأطراف قد تكون أكثر تطرفا عن بقية أفراد العينة. فإذا كان لدينا درجات مجموعة من الأفراد فى اختبار الميول العلمية والأدبية موزعة درجاتهم كما يلى ٣١، ٢٨، ٢٥، ٤٧، ٨٥ فإن مدى الدرجات المطلق يساوى الفرق بين أكبر درجة وأصغر درجة.

أى أن المدى المطلق = ٦٥ - ٢٨ = ٣٧.

وإذا كان لدينا درجات مجموعة أخرى من الطلاب موزعة كما يلى ٨، ١٧، ٢١، ٢١، ٤٠ عن المدى المطلق في هذه الحالة هو:

المدى المطلق = 20 - 1 = 8.

وبالرغم من أن التوزيعين لهما نفس المدى إلا أنهما مختلفان فى درجة التشتت التى لا يمكن لهذا المقياس تعيينه. وعند استخدام المدى المطلق للمقارنة بين تشتت مجموعتين فإن المقارنة قد تكون غير معبرة تعبيرا دقيقاً إذا قلنا أن تشتت أحد المجموعات أكبر وأقل من تشتت المجموعة الأخرى.

فمثلاً إذا كانت الأرقام التالية هي نسب ذكاء عشرة أفراد وهي ١٣٠، ١٠٥، ١٠٥، ١٠٥، قبل المدى في هذه الحالة يحسب كما يلي:

المدى المطلق = ١٣٠ _ ٩٩ = ٣١.

فإذا استبعدنا درجة الفرد الأول فإن سيتغير ويصبح V=99-1.7 وبذلك يتضح أن وجود درجات متطرفة يؤثر تأثيرا بالغا في المدى المطلق كأحد مقاييس التشتت.

ب- المدى المقيقى:

- - يحسب المدى الحقيقى بإضافة واحد صحيح إلى المدى المطلق فمثلا إذا كانت هذاك فئة درجات ٥ - ١٠ فإن:

المدى المطلق لهذه الفئة هر ١٠ _ ٥ = ٥

الما المدى العالم الم ١ + ١ = ١

لأن درجات هذه الغنة هي ٥، ٦، ٧، ٨، ٩، ١٠ وهذا يبين أن المدى الحقيقي يزيد عن المدى المطلق بمقدار واحد صحيح.

Y- الأهراك عن المتوسط Mean Deviation:

هو أحد مقاييس التشتت الهامة والتي تستخدم في التعرف على مدى تجانس مجموعة من الدرجات، لأنه كلما كانت قيم الدرجات متجانسة كانت الفروق بينها صغيرة وكانت انحرافات قيمتها عن متوسطها الحسابي صغيرا أيضا. ويمكن تعين الانحراف عن المتوسط باستخدام المعادلة التالية:

Mix
$$(B)$$
 at Manguel Manipa (a) = $\frac{ac | w - w|}{c}$

حيث ح هي الانحراف عن المتوسط، س تمثل الدرجات، س تمثل المتوسط الحسابي.

مثال (٥ – ١):

إحسب الانحراف عن المتوسط للبيانات التالية: ٧، ١٢، ٥، ٦، ٤، ٣، ٨، ٣.

الحل:

$$7 = \frac{\xi \Lambda}{\Lambda} = \omega$$

وفيما يلى طريقة حساب الانحراف عن المتوسط(١).

^{(&#}x27;) إس - سُ | تعنى القيمة العديدة للفرق بغض النظر عن إشارة هذا الفرق.

جدول (٥ - ١) حساب الانحراف عن المتوسط ح

ح = س سُ	الدرجة س
٦	17
۲	٨
, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	٧
1 . 1	٦
1-	٥
Y- 1	٤
٣	٣
٣_	٣
	7 7 1 1- Y- Y-

$$7,70 = \frac{1}{\lambda}$$
 محاج $\frac{1}{5}$ الانحراف عن المتوسط الحسابى $\frac{1}{5}$ ن

حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكرارى:

يمكن حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكراري باتباع الخطوات التالية:

- ١_ حساب المتو سط الحسابي.
 - ٢ حساب مراكز الفئات.
- ٣- حساب الفروق بين مراكز الفئات والمتوسط (س سَ).
 - عرب الناتج من الخطوة السابقة في التكر ارات.
 - ٥- نجمع العمود (س س) × ك
- ٦- نقسم الناتج من الخطوة السابقة على مجموع تكرارات فيكون خارج القسمة هو الانحراف عن المتوسط.

مثال (٥ – ٢):

أوجد الانحراف عن المتوسط للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

ź · _ 40	-4.	_ ۲٥	-4.	_10	_1.	_0	ف
٥	٥	۲.	۳۰	۲,	٦.	١.	গ্ৰ

الحل

1	.1-1	المتوسط س ــ س	الاندراف عن	۱) حساب	جدول (٥ - ١
/ 144 / 144	117	المحمور محمد من بنز ر			, ~.

س ــ س	101000				
س ۔ سُ گ	(m - m	س × ك	<i>س</i>	প্র	ف
177.5	17,71	٧٥	٧,٥	١.	_0
AV, 4	A, V £	140	17,0	1.	-1 •
WV.1	T, V £	70.	17,0	۲٠	-10
17.7	1,77	170	44,0	۳.	-4+
77.7	7,77	٥٥,	44,0	٧.	_40
117.7	11,44	177.0	77.0	ٔ ہ ا	-٣•
177.7	17,77	147,0	47,0		1 70
717,7		7171,.		1	

"- الانحراف الربيعي Quartile Devation:

يمكن تعريف الانحراف الربيعي (الإرباعي) بأنه القيمة التي تنحرف بها نقط الإرباعي الأول والإرباعي الثالث عن الوسيط.

ويقصد بنقطة الإرباعي الأول هو المنين الخامس والعشرون وهي النقطة التي يقع تحتها ٢٥% تماماً من الدرجات ونقطة الإرباعي الثالث هي المنين الخامس والسبعون وهي النقطة التي يقع تحتها ٧٥% تماماً من الدرجات.

وهاتان النقطتان بالإضافة إلى الوسيط (المنين الخمسين) تقسم التوزيع الكلى للدرجات إلى أربعة إرباعيات ويعرف الانحراف الإرباعي باسم نصف المدى الربيعي Semi – interquartile Range وبحسب الانحراف الربيعي من المعادلة التالية:

أى أن الانحراف الربيعى (نصف المدى الأرباعي) هو نصف الفرق بين الإرباعين الثالث والأول وفيما يلى خطوات حساب نصف المدى الربيعى:

- ۱- نحسب رتبتى الإرباعين الأول والثالث فترتيب الإرباعى الأول إذا كان عدد المفردات أو مجموع التكرارات هو (ن) يكون (ن/ ٤) وترتيب الثالث هو (70/3).
- ٢- نحسب قيمة الإرباعيين الأول والثالث بنفس طريقة حساب الوسيط من التوزيعات التكر ارية.

وتستخدم المعادلة التالية في تحديد قيمة الربيع الأول ر ا وقيمة الربيع الثالث (ر٣).

قيمة الربيع (الإرباعي) = الحد الأدنى للفنة الربيعية +

ترتيب الربيع - التكرار المتجمع الصاعد للفنة قبل الربيعية

× طول الفنة الربيعية

تكرار القنة الربيعية

٣- نحسب نصف المدى الربيعي من القانون:

مثال (٥ - ٣):

احسب الانحراف الربيعي للتوزيع التكراري التالى:

	_0·	_ £ 0	- ٤ +	-70	-4.	-40	-۲۰	-10	-1.	ن
ı	١.	۲	١٤	١٤	١٨	٧.	14	٦	٤	ك

الحل:

يحسب جدول التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى كما هو موضح بالجدول (٥ – ٣).

التصاعدي	المتجمع	التكراري) التوزيع	۰ ۴	جدول (

التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأعلى للفئة	<u>s</u>	ف
1	اقل من ١٥	£	-1.
٧.	اقل من ۲۰	٦.	-10
**	أقل من ٢٥	18	_7.
£ Y	أقل من ٣٠	٧.	_70
٦.	أقل من ٣٥	1 A	۳٠.
V £	اقل من ٤٠	1 \$	
٨٨	أقل من ٥٤	1 £	_
۹.	أقل من ٥٠	4	_£ 0
1	اقل من ٥٥	١.	00_0.
		١	1

و هو أحد مقاييس التباين أو التشتت ويرمز له بالرمز ع في حالة حسابه للمجتمع الأصل فسنرمز له بالرمز σ (ينطق الرمز σ سيجما).

أ- طريقة حساب الاتحراف المعياري من الدرجات الخام:

لحساب الانحراف المعياري نتبع الخطوات التالية:

- يحسب المتوسط الحسابي.
- تحسب الانحرافات عن هذا المتوسط.
- تحسب مربعات الانحرافات عن المتوسط.
- نوجد مجموع مربدات الانحر افات عن المتوسط.
- نحسب متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط.

ثم نوجد الجذر التربيعي للناتج فيكون هو الانحراف المعياري.

مثال (٥ – ٤):

أحسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

7, 7, 3, 7, 1

$$t = \frac{75}{100}$$

$$t = \frac{75}{100}$$

$$t = \frac{75}{100}$$

$$t = \frac{75}{100}$$

$$\Upsilon, \Lambda \Upsilon \pm = \Lambda / \pm = \frac{\xi}{\circ} / \pm = \xi$$

جدول (٥ – ٤) حساب الانحراف المعياري من الدرجات

ح ۲	ζ	س
9	٣-	7
٤	۲-	٣
١ ١	1_	٤
)	١	٦
70	٥	١.
٤٠	•	70

مثال (٥ - ٥) أحسب الانحراف المعيارى للدرجات التالية:

77	ζ	س
4	٣-	0
	١-	٧
1		٨
1 ;	\	٩
,	T	11

مثال (٥ – ٢):

أحسب الانحر اف المعياري للدرجات التالية:

۲۶	7	ښ
£	Y_	0
]	1 .	(v
	١	۸ ۱
	1-	٦
<u> </u>	7	٩
1.		70

ب_ حساب الانحراف المعيارى من جداول التوزيع التكرارى:

١ - حساب الانحراف المعيارى للتوزيعات التكرارية البسيطة:

لحساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة في صورة توزيع تكراري بسيط فإننا نتبع الخطوات التالية:

1 - نحسب المتوسط الحسابي للبيانات.

٢- نحسب انحر افات الدرجات عن المتوسط الحسابي (ح).

٣- نطبق المعادلة التالية:

مثال (٥ – ٧):

١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	الدرجات
۲	٣	١٢	٨	١	٤	٥	اق

ح۲ ك	77	٦	س ك	<u>ځ</u>	س
į o	٩	٣_	٧.	٥	٤
17	£	۲_	4.	£	
١	١	1-	٦	١	1 7
•	•	•	١٥٦	٨	V
14	١ ١	1	44	1 7	1 ,
14	ź	4	1 77	٣	4
۸۰	•	۳	١ ٧٠	4	1 1.
1 - £			710	70	المجموع

$$V = \frac{Y \notin O}{Y \circ O} = \frac{2 \times O}{2 \times O} = O$$

$$1, \forall Y \pm = Y, 9Y = \frac{1 \cdot \xi}{ro} / \pm = \frac{2 \cdot Y}{c} / \pm = \xi$$

٢- حساب الانحراف المعياري من البيانات المبوية ذي الفنات:

في هذه الحالة نتبع المحطوات التالية لحساب الانحر أف المعباري:

- نحسب مراكز الفئات، ثم نحسب المتوسط الحسابي ونحسب _ 1 انحر افات مراكز الفئات عن هذا المتوسط.
- نضرب تكرار كل فئة في انحرافها عن المتوسط، ثم نجمع - 7 حواصل الضرب جمعا جبريا (أي نراعي فيه الإشارات).
- نضرب تكرار كل فئة في مربع انحراف مركزها عن المتوسط ثم _٣ نجمع الناتج.
 - نستخدم المعادلة التالية في حساب الانحراف المعياري: _ ź

$$\frac{2}{2} = \pm i \times \sqrt{\frac{2^{7} \text{ b}}{2}} - \frac{2^{17} \text{ b}}{2} - \frac{2^{17} \text{ b}}{2} = \pm i \times \sqrt{\frac{2^{17} \text{ b}}{2}} + \frac{2^{17} \text{ b}}{2} = \pm i \times \sqrt{\frac{2^{17} \text{ b}}{2}} + \frac{2^{17} \text{ b}}{2} = \pm i \times \sqrt{\frac{2^{17} \text{ b}}{2}} =$$

أوجد الانحراف المعيري للبيانات المبينة في الجدول التالي:

	٥٠.	- {0	-٤٠	-40	-٣٠	_40	٣٠.	نب
	11	77	40	۲.	١٢	٦	٤	<u>ئ</u>
•								الحل:

<u>ك</u> ح س ك ف س VT.Y_ 14,4. ٩. 77.0 ٤ -۲٠ 441,44 V4,A_ 17,7-170 Y V. 0 ٦ -40 177,89 44.0 1 4 - 4 . 24,45 99.7-۸,٣. 79. -40 Vo. 44.0 ۲. Y . V , A . 1 . , 4 9 77-T.T-1,7 1.77.0 £ 4.0 40 _£ . ٧,٨٩ 14.0 11.19 1 £ V, £ ٦,٧ 1.10 £ 4,0 * * _ £ 0 04.0 0,440 11 _0 . 147,89 114,7 11,7 £ . A . 1 . .

£_

$$0 \pm 0 \times \text{V} = 0 \times \text$$

ج- حساب الانحراف المعيارى بالطريقة العامة:

تعتبر الطريقة العامة لحساب الانحراف المعيارى من أدق طرق الحساب لأنها لا تعتمد على الانحراف بطريقة مباشرة. وهذه الطريقة تستخدم في حالتي الدرجات الخام والتوزيعات التكرارية.

- استخدام الطريقة العامة في حساب الانصراف المعياري من
 الدرجات الخام: في هذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:
 - ٢ نحسب متوسطات الأعداد.
 - ٣- نسحب مربعات الأعداد.
 - ٤- نحسب مربع متوسطات الأعداد.
 - ٥- نطبق القانون.

ع =
$$\pm \sqrt{\frac{1}{\text{متوسط مربعات الأعداد -- مربع متوسط الأعداد}}$$

مثال (٥ – ٩):

الانحراف المعياري للدرجات التالية:

١، ٢، ٣، ٤، ٦، ١١، ١٢، ١٦، ٢٣، ٣٣، باستخدام الطريقة العامة

الحل:

س۲	س
1	1
£	4
•	۳
77	*
141	11
111	17
404	17
£A£	* *
P70	4.4
1041	47

٢- استخدام الطريقة العامة في حساب الانحراف المعياري في التوزيعات التكرارية:

في هذه المالة تصبح صورة المعادلة كما يلي:

$$3 = \pm \frac{\sqrt{\frac{2}{16} + \frac{2}{16}}}{\sqrt{\frac{2}{16} + \frac{2}{16}}} = \pm \frac{\sqrt{\frac{2}{16} + \frac{2}{16}}}{\sqrt{\frac{2}{16} + \frac{2}{16}}} = \pm \frac{2}{16}$$

ومثال (۵ – ۱۰):

يوضح طريقة استخدام المعادلة السابقة في إيجاد الانحراف المعياري للتوزيع التكراري البسيط.

مثال (٥ - ١٠) أحسب الانحراف المعياري للتوزيع التكراري التالي:

٨	٧	0	٤	٣	۲	٦	س
۲	۲	٣	۲	0	٤	٣	<u>ڪ</u>

س'ك	س'	س × ك	4	س
١٠٨	77	۱۸	٣	٦
17	ŧ	٨	£	۲ ۲
ź٥	٩	10		٣
41	17	7 £	٦	£
٧٥	70	10	۳	•
4.6	٤٩	1 1 1	۲	J v
۱۲۸	٦٤	17	۲	٨
<i>0</i> 1 7		11.	۲0	

الحل:

$$0 = \frac{1}{\sqrt{11 \cdot 10^{3}}}$$

$$0 = \frac{1}{\sqrt{11 \cdot 10^{3}}}$$

$$0 = \frac{1}{\sqrt{110^{3}}}$$

$$0 = \frac{1}{\sqrt{1$$

خواص الانحراف المعيارى:

- ۱- يعتبر الانحراف المعيارى أهم مقياس من مقاييس التباين لارتباطه بأغلب المقاييس الإحصائية مثل معاملات الالتواء والتفرطح والارتباط والدرجات المعيارية كما سيتضح فيما بعد.
- ٢- للانحراف المعيارى قيمتان إحداهما سالبة والأخرى موجبة لأن قيمة الانحراف المعيارى هى الجذر التربيعى لكل من متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط مطروحاً من مربع متوسط الانحراف, ويرتبط هذا التعريف بالأسس الإحصائية التى اعتمدنا عليها فى حساب قيمته.

وبما أن القيم العددية للانحراف المعيارى ترتبط بحساب الجذر التربيعى. إذن فالعلامات الجبرية لهذه القيمة قد تكون سالبة وقد تكون موجبة لأن مربعات الأعداد السالبة أو الموجبة تكون دائماً موجبة.

- ٣- يتأثر الانحراف المعيارى تأثراً شديداً بالدرجات المتطرفة فى التوزيع التكرارى نظراً لاعتماده المباشر على مربعات فروق الدرجات المتوسط. الحسابى. وعلى ذلك فالانحراف المعيارى يتأثر بمتوسط الدرجات المتطرفة فى التوزيع التكرارى.
- إذا أضيف عدد ثابت أو حذف عدد ثابت إلى جميع درجات توزيع
 تكر ارى فإن قبمة الإنجر إف المعبارى لهذا التوزيع لا تتغير

٥- التباين: Variance

التباين هو متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط أى أنه مربع الانحراف المعبارى (ع) والتباين هو أهم مقاييس التشتت لأنه يعتمد على الانحراف المعبارى مباشرة.

التباين الوزني:

كما يلى:

هو تباين مجموعتين أو أكثر. ولحساب تباين مجموعتين نتبع الخطوات التالية:

١ - نحسب المتوسط الوزني:

$$\frac{0}{100} + \frac{1}{100} = \frac{1}{100}$$

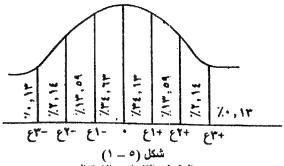
$$\frac{1}{100} = \frac{1}{100}$$

٢- نحسب مربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط الوزني

$$(w)^{\prime} = (w)^{\prime} = (a)^{\prime}$$

معنى التشتت في المنحني التكراري الاعتدالي:

إذا كان المتوسط الحسابى من الدرجات هو (m) و الانحراف المعيارى لها هو (3) و كانت الدرجات موزعة توزيعاً إعتدالياً فإننا نجد أنه إذا ابتعدنا عن المتوسط الحسابى بمقدار +1 انحراف معيارى فإن 70 من البيانات الإحصائية فى هذا التوزيع سوف تقع فى هذه المساحة ونجد أن حوالى 70 من درجات أفراد المجموعة تقريباً تنحصر درجاتهم بين m+73، m-73 ويتضح ذلك من الشكل (0-1)، ويمكن استخدام الانحراف المتوسط فى الحصول على مقياس إحصائى بسيط يسمى الخطأ المنوى فى القياس الذى يمكن حسابه من المعادلة التالية:



شكل (٥ - ١) المنحني التكراري الاعتدالي

٦ - معامل الاختلاف:

يستخدم هذا القياس لمعرفة مدى التشابه أو الاختلاف بين مجموعة من القيم ويمكن حساب معامل الاختلاف بقسمة الانحراف المعياري لمجموعة الدر جات على متوسطها الحساس ثم نضرب ناتج خارج القسمة في ١٠٠٠ أي ان:

أحسب معامل الاختلاف للدرجات التالية:

الحل:

$$3 = \pm \sqrt{\frac{\alpha \sqrt{\gamma}}{\dot{\sigma}}} - \frac{\sqrt{\gamma}}{\dot{\sigma}} = \pm \sqrt{\gamma} = \pm \sqrt$$

۳	س
٩	٣
٤	٧
17	£
70	٥
4.4	٦
4.	۲.

٧- المنينات: Percentiles

المنينات هى النقط التى تقسم التوزيع التكرارى إلى أجزاء منوية، ويشير المنين إلى مركز الفرد بالنسبة للجماعة التى ينتمى إليها حيث يدل المنين على النسبة المنوية للقيم التى تقع قبل القيمة المطلوبة، فإذا كانت الرتبة المئينية لطالب فى اختبار للتحصيل الدراسى بالنسبة لطلاب فصله هى (٨٠ درجة) فإن معنى ذلك أن ٨٠% من طلاب الفصل يحتلون مكانا أقل من المكان الذى يحتله هذا الفرد, ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المنينية للدرجة كلما دل ذلك على أنها درجة كبيرة نسبيا لدرجات المجموعة.

خطوات حساب المنين:

الدرجة
$$\times$$
 ١- نوجد رتبة المنين في المجموعة = \times \times ك

٢- نتبع نفس الطريقة المستخدمة في حساب الوسيط لإيجاد قيمة المنين. اي
 نقوم بعمل التكر ر المتجمع التصاعدي ومنه نعر ف تكر ار الفئة المنينية.

٣ ـ نحسب قيمة المئين من المعادلة:

قيمة المنين = الحد الأدنى الفئة المنينية + رتبة الدرجة المنينية - التكر ار المتجمع التصاعدى السابق للفئة المنينية - خطول الفئة المنافقة المنافقة - × خطول الفئة

تكرار الفئة المئينية

مثال (٥ ــ ١٢):

إحسب المئين ٢٥ والمنين ٨٢ في التوزيع التكراري

AV°V,101,000,1010,101,101,101,101,101,1010																	
2 1 1 7 7 2 1 7 1 7 1 7 7 7 7	ı	A - V 0	_Y -	-10	-1.	_00	.0,	-to	_i ·	-40	-7.	-40		-10	١.	_0	į.
	ı	۴	۲	۲	٨	11	`	14	1	٨	٧	ź	۳	۳	1	١,	4

الحل:

حساب المنبئيات من التوزيع التكراري

التكرار المتجمع التصاعدي	التكرارات التكرارات	التكرارات
1	١	_5
4	•	-1.
٥	٣	-10
٨	٣	-4.
١٢	Ĺ	_70
11	٧	_٣,
44	٨	_40
۲۶	•	_£ .
£٨	17	_10
٥٤	٦	_0,
70	11	_00
77	٧	.7.
Y 1	*	-70
٧٧	٣	_٧.
۸۰	٣	_٧٥
	۸۰	

$$0 \times \frac{1}{\Lambda} + 70 = 0 \times \frac{19-7}{\Lambda} + 70 = 70$$
 قيمة المنين

تحديد الرتبة المنينية المقابلة لإحدى الدرجات:

لتحديد الرتبة المنينية المقابلة لإحدى الدرجات نتبع الخطوات التالية:

١- نحدد الفنة التي تقع فيها الدرجة والحد الأدني لهذه الفنة.

٢- نحسب التكرار المتجمع التصاعدي للفنة قبل الفنة التي تقع فيها الدرجة.

٣- نحسب عدد درجات الفنة التي تقل عن الدرجة وهو يساوى:

- نجمع التكرار المتجمع قبل الفنة وعدد درجات الفنة التى تقل عن
 الدرجة فينتج عدد جميع درجات المجموعة التى تقل عن الدرجة المعطاة.
 - ٥- نحسب الرتبة المئينية المطلوبة من المعادلة التالبة:

أحسب الرتبة المنينية للدرجة ٥٠ للبيانات الموضحة في المثال (٥ – ١٢).

الحل:

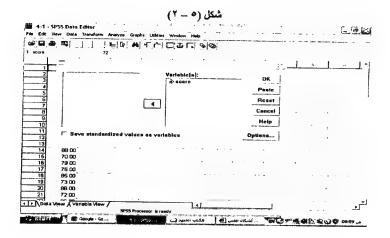
- ١- الدرجة ٥٠ تقع في الفئة (٥٠-).
- ٢- التكرار المتجمع للفئة قبل الفئة التي تقع فيها الدرجة ٥٠ وهو ٤٨.
 - ٣- عدد الدرجات في الفئة التي نقل عن عدد الدرجة ٥٠

$$17 = 17 \times \frac{\cancel{10} - \cancel{0}}{\cancel{0}} =$$

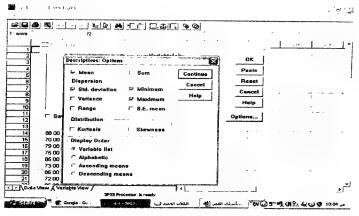
٤- مجموع الدرجات التي تقل عن ٥٠ = ٤٨ + ١٢ = ٦٠.

المنين المقابل للدرجة ٥٠ هو ٧٥.

ولحساب الإنحراف المعيارى باستخدام برنامج SPSS من قائمة Analyze نختار Descriptive فتظهر لنا النافذة التالية (شكل ٥ ـ ٢):



ثم نقوم بالضغط على المربع Options فيظهر لنا النافذة التالية شكل (٥-٣):



شکل (۵ – ۳)

مثال (٥ - ١٤):

من التوزيع التكراري في المثال (٥ – ١٢) أحسب الرتبة المنينية للدرجة ٣٥,٦٣.

الحل:

الدرجة ٣٥,٦٣ تقع في الفنة (٣٥-)

والتكرار المتجمع للفئة قبل الفئة (٣٥-) هو ١٩:

عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣.

$$1 = A \times \frac{177}{0} = A \times \frac{70,77}{0} =$$

. مجموع عدد الدرجات التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣.

$$Y = 19 + 1 =$$

ولحساب الانحراف المعيارى باستخدام برنامج SPSS يمكن إتباع الخطوات التالية:

- 1- إذا كانت لدينا درجات خيام نقوم بإدخال هذه الدرجات من Data View كمتغير واحد ونسميه Score مثلاً.
- ٢- ثم من قائمة Analyze نختار Descriptives فيظهر لنا النافذة التالية فنقوم
 فيها بنقل المتغير Score للخانة المقابلة.
- "- فنقوم بالتأشير على std. deviation كما هو موضح في شكل (° ")
 وهي اختصار كلمة "الانحراف المعياري" Standard Deviation، وبقية
 مقاييس التشتت مثل المدي Range.
- ٤- بعد ذلك نضغط على Continue ثم Ok فنحصل على الجدول التالى
 ٥- ٦) الذى يوضح مقاييس التشتت لدرجات ٥٠ طالب فى اختبار رياضيات.

جدول (٥ – ٦) Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
SCORE	50	61.00	96.00	79.6400	8.03249
Valid N (listwise)	50				į l

ويعتبر الانحراف المعيارى من أدق مقاييس التباين لأنه لا يتأثر بعدد مفردات العينة ولا بالدرجات المتطرفة فيها. وفيما يلى إيجاز لبعض استخدامات مقاييس المتشتت في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية.

أولاً: استخدامات المدى المطاق:

يستخدم المدى المطلق في الحالات التالية:

- التعرف على المسافة بين أقل درجة وأكبر درجة حتى يمكن اختيار مدى
 الغنة المناسب عند تقسيم هذه الدرجات إلى فنات.
- ٧- يستخدم المدى المطلق عند التأكد من عدم وجود درجات متطرفة أو شاذة
 في مجموعة الأفراد التي تقوم بدراسة تشتت درجاتها.

ثانيا: استخدامات الانحراف الربيعي

يستخدم الانحراف الربيعي في الحالات التالية:

- الحصول على قياس تقريبي للتباين في وقت قصير.
- ٧- عندما تكون درجات بعض أفراد عينة البحث متطرفة.
- ٣- عندما يكون المطلوب معرفة درجة تمركز الدرجات حول الوسط.
- ٤- عندما يكون المطلوب إيجاد مقياس لتشتت توزيع تكراري مفتوح.

ثالثاً: استخدامات الانحراف عن المتوسط:

يستخدم الانحراف عن المتوسط في الحالات التالية:

عند تقریر أوزان لجمیع انحرافات الدرجات عن متوسطها حسب قربها
 أو بعدها عن المتوسط.

 عندما يكون المطلوب إيجاد معامل للتباين أكثر دقة وأقل تأثرا بالدرجات المتطرفة.

رابعا: استخدامات الانحراف المعياري

يستخدم الانحراف المعياري فيما يلي:

- ایجاد معامل دقیق للتباین، حیث یعتبر الانحراف المعیاری من أدق معاملات التباین.
 - ٢- يحسب الانحراف المعياري لاستخدامه في نواحي إحصائية أخرى.
- ٣- يستخدم فى حساب الدرجات المعيارية التى تساعد على المقارنة بين
 أفراد فى مجموعات محتلفة من حيث درجات الاختبارات المختلفة.

وفيما يلى عرض موجز لفكرة الدرجات المعيارية وطريقة حسابها وأنواع هذه الدرجات:

أولاً: الدرجات المعيارية واستخدامها في المقارنة بين درجات الأقراد:

إذا فرضنا أن لدينا تلميذين أحدهما في الفصل (أ) والثاني في الفصل (ب) بالصف الثاني بمدرسة أبي نصر الفارابي الابتدائية بالمدينة المنورة، وأننا علمنا أن التلميذ الأول حصل على ٨٥ درجة في مادة الرياضيات والتلميذ الثاني حصل على ٨٠ درجة في نفس المادة. فإننا لا نستطيع أن نجزم بأن تلميذ الفصل (أ) أفضل من تلميذ الفصل (ب)، ولا يمكن أن يكون لمثل هذه الدرجات التي تسمى درجات خام Raw Scores دلالة دون تحويلها إلى درجات يمكن أن تأخذ في الاعتبار موضع كل تلميذ بين زملاء فصله و هذه الدرجات تسمى بالدرجات المعيارية وفيما يلى طريقة حساب الدرجات المعيارية التي يمكن بواسطتها المقارنة بين الأفراد.

تانياً: طريقة حساب الدرجات المعيارية:

يمكن حساب الدرجة المعيارية (<) باستخدام المعادلة التالية:

حيث س هى الدرجة الخام المراد تحويلها إلى درجة معيارية، سَ هى المتوسط الحسابي للدرجات، ع هو الانحراف المعياري لهذه الدرجات.

مثال (٥ ــ ١٥):

إذا حصل أحد التلاميذ على ٨٠ درجة في امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله هو ٧٠ بانحراف معياري قدره ٥.

وحصل تلميذ ثان على ٧٥ درجة فى امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله فى هذا الامتحان ٦٠ درجة بانحراف معيارى قدره ٤ فأى التلميذين أفضل فى تحصيل اللغة العربية؟

الحل:

للمقارنة بين التلميذين الأول والثاني نحول درجاتهما إلى درجات معيارية ثم نقارن.

$$Y = \frac{1 \cdot \sqrt{-4 \cdot \sqrt{-$$

$$7. - 10 = \frac{10}{5} = \frac{7. - 10}{0} = \frac{10}{5}$$
 = 10. - 10

.: التلميذ الأول أقل من التلميذ الثاني في تحصيل اللغة العربية.

مثال (٥ – ١٦):

حول الدرجات التالية إلى درجات معيارية:

ه، ۷، ۸، ۹، ۱۱

الحل:

۲۶	2	س
9	٣_	0
,	١	Y
_	,	۸ .
,	١ ،	٩
4	٣	11
٧.		٤٠

$$2 = \pm \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}$$

$$3 = \pm \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}$$

$$4 = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}$$

$$5 = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}$$

$$1,0 = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac$$

هذا ويتضح من مثال (٤ – ١٥) أن الدرجات الخام لا تصلح للمقارنة بين الأفراد، أما الدرجات المعيارية فإنها تفيد في عمل مثل هذه المقارنة لأنها تعتبر وحدات مشتركة يمكن تحويل درجات المجموعتين إليها، وبذلك نكون قد حولنا الدرجات جميعها إلى نوع واحد من الدرجات أو نوع واحد من الدرجات

أو نوع واحد من المقاييس مهما اختلفت الدرجات الأصلية. ويمكن تحويل أى درجة خام إلى درجات معيارية إذا عرفنا متوسطها وانحرافها المعيارى. والدرجات التي حصلنا عليها في مثالي (\circ – \circ 1)، (\circ – \circ 1) تسمى درجات زد (\circ – Score).

ويعاب على هذا النوع من الدرجات أنه قد يكون غير مريح من الناحية العملية نظراً لوجود الإشارات السالبة والإشارات الموجبه ثي هذه الدرجات.

وسيتعرض المؤلفان للدرجات المعيارية وأهم عيوبها بالتفصيل وكذلك الدرجات المعيارية المحولة في الفصل السادس من هذا الكتاب.

استخدامات الرتب المنينية:

- ١- تستخدم الرتب المنينية في الاختبارات النفسية بعامة للتعرف على
 الفروق الفردية في القدرات أو الصفات التي يقيسها الاختبار.
- ٢- يمكن استخدام الرتب المنينية في رسم التخطيط النفسى للأفراد، نظرا لأن الرتبة المنينية تعطى صورة واضحة عن مركز الفرد النسبي في المجموعة التي ينتمي إليها، ولكن ينبغي علينا في هذه الحالة أن نراعي عدم تساوى وحدات القياس المنيني في الرسم.

تمارين على الفصل الخامس

(٥ – ١) أحسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

٥، ٦، ٧، ٨، ٤

(٥ – ٢) أحسب الانحراف المعيارى للبيانات الموضحة فى التوزيع التكرارى
 التالى:

ſ	V - , T - , V	_0,	_£ ·	-4.	-۲۰	-1+	ن
ľ	١.	۲.	۳٠	۳.	۲.	1:	<u>ئ</u>

(٥ – ٣) أحسب المئين ٥٠ والمنين ٩٠ من التوزيع النكراري التالى:

-16	_1 Y	-1.	-۸	٧.	_£	۳,4	نب
17							
١.	۳.	٤٠	٤,	ž +	۳۰	١,	된

(٥ - ٤) أحسب الوسيط والمنوال للبيانات المبينة في الجدول التالي:

Γ	To_T.	-70	-4.	_10	-1.	_0	ن
Γ	1 £	۳.	١٦	۲.	۳۲	47	설

ثم أحسب الرتبة المئينية المقابلة للدر جات التالية:

71, 11, 77

 $(\circ - \circ)$ أحسب الانحراف الربيعي (نصف المدى الإرباعي) للبيانات المبينة في الجدول التالي:

Y1_1A	-10	-17	_4	۲_	۳-	نب
٧.	۳۰	٧.	۳,	٧.	1.	4

(٥ - ٦) أحسب معامل الاختلاف للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالى:

-11.	_9 •	_٧٠	_0,	_T ·	-1•	ف
17.						
10	١.	٧.	٣.	1.	10	4

الفصل السادس المايير الإحصائية السيكولوجية للتوزيعات التكرارية Psychological and Statistical Norms For Frequancy Distributions

التوزيع الاعتدالي Normal Distribution أهم المايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكرارية



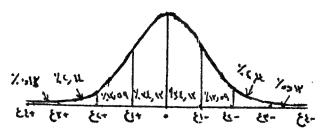
يعتبر تقويم (Evaluation) المعلم لتلاميذه في النواحي التحصيلية والمعرفية والانفعالية المختلفة من أهم مجالات التقويم النفسى والتربوى. ويلجأ المعلم في سبيل ذلك إلى قياس قدرات التلاميذ التحصيلية والعقلية وقياس سماتهم المزاجية أيضا. ويقوم المعلم بهذه العملية، عملية القياس، للتعرف على مستويات (Standards) التلاميذ التحصيلية والعقلية من أجل توجيه عملية التعلم (Learning) المدرسي توجيها سليما بالإضافة إلى التعرف على السمات المزاجية للتلاميذ الذي يساعد على توجيه التلاميذ من النواحي النفسية والتربوية المختلفة. ويستخدم المعلم معيار (Norm) معين لتحديد درجة أداء الفرد بالنسبة لغيره من الأفراد أو بالنسبة للمجتمع الذي ينتمي إليه، وذلك لتحقيق غرض توجيه التعلم المدرسي توجيها سليما.

وفى الحالات التى يستخدم فيها الاختبار لأكثر من مرحلة عمرية أو لأكثر من مستوى تعليمى فإن المعايير ينبغى أن تتدرج حسب مستويات العمر أو الدراسة أو غيرها. فيكون لكل عمر زمنى أو مستوى تعليمى معيار تقاس عليه درجات أفراد العمر الواحد أو المستوى الدراسي الواحد. إن درجات الأفراد في الاختبارات النفسية والتربوية المختلفة ليس لها معنى إلا إذا كان هناك المعيار الذي يمكن أن نقيس عليه هذه الدرجات ونحدد على ضوء هذا المقياس ما إذا كانت هذه الدرجات مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة عن المستوى العادى للأفراد الذين هم في سن هذا الشخص وظروفه.

وسيتعرض المؤلفان في هذا الفصل إلى التوزيع التكراري الاعتدالي Normal Distribution قبل استعراض المعايير الإحصائية النفسية بأنواعها المختلفة وطرق استخدامها.

التوزيع الاعتدالي وخصائصه: مقدمة:

إن غالبية الطرق الإحصائية المستخدمة في الإحصاء الوصفى تقوم على أساس افتراض أن المتغيرات الإحصائية تتوزع توزيعا اعتداليا ويتخذ شكل هذا التوزيع الصورة التالية:



شکل (۲ – ۱)

ويسمى الشكل (7-1) بالمنحنى الإعتدالى أو المنحنى المعتدل وهذا المنحنى يلائم جميع المتغيرات الإحصائية التى يكون توزيعها طبيعيا ولكن فى الحياة العملية نلاحظ أن بعض المتغيرات الإحصائية التى تتوزع توزيعا يبتعد عن شكل هذا المنحنى وكلم زاد عدد عناصر العينة التى يأخذها الباحث زيادة كبيرة فإن توزيع هذه المتغيرات يقترب اقترابا كبيراً من التوزيع المعتدل.

المقاييس التي تناسب المنحني الاعتدالي:

يفترض في البيانات الّتي يجمعها الباحث في العلوم التربوية والسلوكية والاجتماعية، أن توزيعها يلائم المنحنى الاعتدالي، وهذا الافتراض يقوم أساسا على نظرية النزعة المركزية التي تؤكد أننا إذا اخترنا عددا كبيرا جدا من العينات عشوائيا من المجتمع موضع الدراسة، وكان حجم كل عينة من هذه العينات كبيرا جدا ومساويا لحجم كل عينة من العينات الأخرى التي تم اختيارها عشوائيا.

فإن متوسطات هذه العينات تتوزع توزيعا اعتداليا حول المتوسط الحسابي للمجتمع كله.

وبصفة عامة فإن التوزيع الاعتدالي يتميز ببعض الخصائص العامة والتي يمكن إجمالها فيما يلي:

خصائص المنحنى الاعتدالي:

- 1. يمثل التوزيع الإعتدالي بيانيا بمنحنى جرسى كما هو موضع بأشكال (0-1)، (1-1).
 - ٢- لا يتأثر شكل المنحنى الاعتدالي بعدد العناصر التي تدخل في التوزيع.
- منحنى التوزيع الاعتدالي هو منحنى متماثل حول الخط الرأسي المار
 بنقطة رأس المنحنى أي يوجد 0% من التوزيع على يمين هذا الخط
 الرأسي (محور التماثل) ويوجد 0% من التوزيع على يساره.
- هذا وإذا ابتعدنا عن محور التماثل يمينا أو يسارا بمسافات متساوية فإن التوزيعين على اليمين وعلى اليسار يكون لهما نفس النسبة المنوية.
- يتركز حول محور التماثل في التوزيع الاعتدالي أكبر عدد من البيانات
 الإحصائية ويقل العدد بالتدريج كلما بعدنا عن محور التماثل يمينا أو
 يسارا.
- مـ لا يوجد حد أعلى ولا حد أدنى للتوزيع الاعتدالى وكلما ابتعدت العناصر عن رأس التوزيع الاعتدالى كلما زادت فرص حدوثها وكلما اقتربت من ذيل المنحنى بعدا عن محور التماثل كلما قلت فرص حدوث هذه العناصر إلى الحد الذى يمكن فيه إهمالها.
- جميع مقاييس النزعة المركزية (المتوسط الحسابى الوسيط المنوال)
 تقع على نفس البعد من محور التماثل يمينه أو يساره.

المنحنى الاعتدالي المعياري Standardized Normal Curve:

يسمى المنحنى الاعتدالى الذى يرسم باستخدام الدرجات المعيارية للاختبارات التربوية والنفسية المختلفة بالمنحنى الاعتدالى المعيارى. وهذا المنحنى يفيد فى دراسة الإحصاء الوصفى لما يتميز به من خصائص إحصائية.

خصائص المنحنى الاعتدالي المعياري:

- ١- متوسط الدرجات يساوى صفرا.
 - ٢- الانحراف المعياري يساوي ١.
- ٦- المساحة المحصورة بينه وبين المحور الأفقى (محور س) تساوى ١,٠٠٠.
 المساحات تحت المنحنى الاعتدالي:

حيث أن المنحنى الاعتدالى يستخدم كثيرا فى التفسير الإحصائى لدرجات الاختبارات النفسية فإن الكاتبين قد أعدا حساب للمساحات التى تقع تحت هذا المنحنى فى جداول خاصة ألحقت بهذا الكتاب يمكن الرجوع إلى الملحق رقم (1).

فى هذه الجداول نلاحظ أن العمود الأول يمثل قيمة الدرجات المعيارية (<)، وهنا تجدر الإشارة إلى أن الدرجات الموجبة فقط هى التى دونت فى الجداول المشار إليها لأن قيم الدرجات السالبة هى نفسها قيم الدرجات الموجبة ما عدا تغيير الاشارة.

أما العمود الثانى فى هذا الجدول فإنه يوضح المساحات التى تحت المنحنى الاعتدالى المحصورة بين المتوسط والنقط التى تبين درجات الانحراف المعياري.

والعمود الثالث في هذه الجداول يعطى المساحات تحت المنحنى الاعتدالي والتي تقع خلف درجة معيارية معينة في اتجاه واحد.

ومن هذا الجدول يمكن حساب المساحة الواقعة تحت المنحنى الاعتدالى بين أي درجتين معيار تين.

ولتوضيح طريقة استخدام الجداول المخصصة للمساحات الواقعة تحت المنحنى الاعتدالي بين أى درجتين معياريتين نفترض أننا حصلنا على درجات مجموعة من التلاميذ فى أحد الاختبارات التحصيلية وحولناها إلى درجات معيارية لها توزيع تكرارى معتدل وكان متوسط هذه الدرجات هو ٥٠ والانحراف المعياري لها هو ١٥ فما قيمة المساحة التى تقع تحت الدرجات التى تزيد عن ٢٦٩.

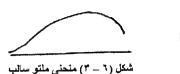
ولحساب قيمة المساحة التي تقع تحت الدرجات التي تزيد عن ٦٦ نحول هذه الدرجة إلى درجة معيارية كما يلي:

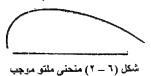
$$1, \cdot V = \frac{17}{10} = \frac{0 \cdot -77}{10} = >$$

وبالرجوع إلى جدول المساحات أسفل المنحنى الاعتدالى فإننا سنحصل على القيمة من العمود الثالث الذي يمثل المساحة خلف الدرجة المعطاة فنجد أن قيمتها في الجدول ١٤٢٣، وهي قيمة أكثر قليلاً من ١٤% من درجات الاختبار التحصيلي في توزيع الدرجات الاعتدالي أي أن هذه النسبة تبين نسبة عدد الحاصلين على أكثر من ٦٦ درجة في التوزيع الاعتدالي لدرجات الاختبار.

الالتواء Skewness:

بعد أن رأينا أهمية التوزيع النكرارى الاعتدالى وعرفنا خصائصه، وتجدر الإشارة إلى أن المنحنى الاعتدالى المعيارى نادر الحدوث من الناحية العملية، ولكننا نحصل عادة على منحنى إما قريب من التماثل أى قريب من المنحنى الاعتدالى المعيارى أو منحنى ملتو, وقد يكون الالتواء موجباً أو سالبا والأشكال التالية تبين المنحنيات الملتوية الموجبة والسالبة.





ولقياس درجة التواء المنحنى سواء كان هذا الالتواء سالبا أو موجبا فإنه توجد ثلاثة مقاييس للالتواء يمكن استخدام أي منها. وهذه المقاييس يرمز لها بالرموز ت، ، ت، ت، على الترتيب. ويمكن حساب كل منها كما يلى:

وهذه المعادلة أيضاً تسمى معامل بير سون الأول للالتواء.

وهذه المعادلة أيضا تسمى معامل بيرسون الثاني للالتواء

مثال (٦ - ١):

أوجد معامل التواء المنحنى الناتج من التوزيع التكراري للبيانات التالية:

_9 •	_٧٠	_0,	_٣.	-1:	ن
10	۲.	۳.	۲.	10	4

الحل: أ. لا. حسبات المتوسط الحسبابي

فساب المتوسط المسابق								
ح' ك	ح ك	ح ا	۲	س ك	مراكز الفنات	ك	ف	
					(س)	ĺ		
Y £	٦٠٠_	17	٤٠_	٣٠.	٧.	10	-1.	
۸۰۰۰	£	£	۲۰_	٨٠٠	٤٠	۲.	_٣.	
٠ ١	•	•	•	14	٦.	٣.	ا .ه. ا	
A	ź	£	Y ++	17	٨٠	۲.	_v.	
76	۲	17	£ ++	10	1	10	_9.	
72				۲		١		

$$3 = \sqrt{\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}} - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = 2$$

ثانيا: حساب الوسيط:

التكرار المتجمع	أقل من الحدود	ك	
10	اقل من ۳۰	10	
٣٥	اقل من ۵۰	Υ.	-1· -7·
40	اقل من ۷۰	۳.	_0.
٨٥	اقل من ۹۰	٧.	_v,
1	أقل من ۱۰۰	10	-Y ' -9 •
		1	- * *

$$7 \cdot = 7 \cdot \times 7 - 7 \cdot \times 7 =$$

$$1 \cdot \cdot = \frac{1 \cdot \cdot}{2} = \frac{1 \cdot \cdot}{3} = \frac{1 \cdot \cdot}{3}$$
 رنيب الأرباعي الأدنى

$$A_{\bullet} = Y_{\bullet} \times \frac{Y_{\bullet}}{Y_{\bullet}} + Y_{\bullet} =$$

$$\frac{(|\langle y_{(1)}, y_{(2)} \rangle - |\langle y_{(2)}, y_{(2)} \rangle) - (|\langle y_{(2)}, y_{(2)} \rangle)}{|\langle y_{(2)}, y_{(2)} \rangle - |\langle y_{(2)}, y_{(2)} \rangle)}}$$

$$=\frac{(\mathfrak{r}-\mathfrak{r})-(\mathfrak{r}-\mathfrak{r})}{(\mathfrak{r}-\mathfrak{r})+(\mathfrak{r}-\mathfrak{r})}=$$

ويلاحظ أن قيمة الالتواء تساوى صفر باستخدام الطرق الثلاثة السابقة، ومعنى ذلك أن البيانات يمكن تمثيلها بيانيا بمنحنى ينطبق تماماً على المنحنى الاعتدالي.

والمثال (٦ – ١) يوضح خصائص المنحنى الإعتدالى ويحققها كما سبق استعراضها في هذا الفصل وهذه الخصائص تتضح من تساوى مقاييس النزعة المركزية الثلاثة فكل منها يساوى ٦٠.

مثال (۲ – ۲):

أحسب معامل الالتواء للتوزيع التكرارى التالى وذلك باستخدام طرق معامل بيرسون الأول ومعامل بيرسون الثانى وكذلك طريقة الأرباعين الأعلى والادنى والوسيط للتوزيع التكرارى التالى:

- £ 7	-£1	_٣٦	-٣١	_44	-41	-17	ف
17	۲.	٤,	۲.,	1	£ź	۸۰	٤

الحل: الجدول التالى يبين التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى البيانات المعطاة:

التكرار المتجمع الصاعد	브	ف ا
۸۰	۸٠	-17
174	£ £	-41
474	1	-47
171	۲.,	_٣1
171	٤٠	-47
£A£	۲.	- ٤ ١
٥.,	17	-\$7
	٥,,	

ولحساب المتوسط الحسابى والانحراف المعياري نقوم بإعداد الجدول

التالي:

ح' ك	ح ك	ב' ב	٦	س ك	مراكز	<u>ئ</u>	ف
1104.	97_	1 £ £	17_	114.	14.0	۸٠	-17
7.07	۳۰۸_	٤٩	٠٧	1.76	17,0	1 1 1	-71
٤٠٠	Y + +_	£	٧_	740.	۲۸,۵	1	-77
14	4	٩	٣	17	44,0	۲.,	-71
401.	44.	٦ ٤	٨	105.	۳۸,٥	٤٠	_47
TTA •	77.	179	17	۸۷۰	17,0	۲.	-41
£1A£	444	771	1.8	777	٤٨,٥	17	_\$7
709	صفر			1040.		٥.,	

$$3 = \sqrt{\frac{\alpha - 5}{0}} - \frac{\alpha - 5}{0} = \sqrt{\frac{\alpha - 5}{0}} = \sqrt{\frac{3}{0}} = \sqrt{\frac$$

 $| \text{large Min} \times \Upsilon \times | \text{large Min} \times | \text$

۳ (المتوسط الحسابي - الوسيط) الانحر اف المعياري

بمعامل بيرسون الثانى للألتوا

$$\cdot, \xi \wedge - = \frac{(71,70-71,0)}{7,7} =$$

معادلة حساب الالتواء باستخدام الأرباعين الأدنى والأعلى والوسيط

ھى:

الألتواء =
 (الإرباعى الأعلى – الوسيط) – (الوسيط – الأرباعى الأول)

 الألتواء =

 الإرباعى الأعلى – الوسيط) + (الوسيط – الإرباعى الأول)

 (
4
, 4 ,

مما سبق يتضح أن التواء التوزيع التكراري السابق هو التواء سالب وصىغير.

المعابير التفسية للتوزيعات التكرارية:

يمكن تبصنيف المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية إلى نبوعين رئيسيين هما:

ا. معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهى:

١- معايير العمر.

٢- معايير الفرق الدراسية.

٣- المئينيات

٤- الدرجات المعيارية.

ب- معايير تعتمد على التوزيع التكراري الإعتدالي وهي:

١- المعيار التائي.

٢- المعبار الجيمي.

٣- السباعي المعياري.

٤- التساعي المعياري.

وفيما يلى عرض موجز لكل نوع من هذه المعايير.

أولاً: معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهي:

أ- معيار العمر Age Equivalent Norm طريقة حساب معيار العمر:

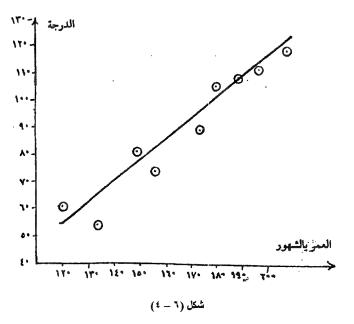
لحساب معيار العمر نتبع الخطوات التالية:

نطبق الاختبار النفسي أو التربوي على عينات من الأفراد من أعمار ز منية متتالية ويفضل أن تحول هذه الأعمار إلى الشهور وتحسب فنات الأعمار التي تمتد إلى سنة زمنية بحيث تبدأ من منتصف السنة السابقة لها وتمتد في مداها إلى ما قبل منتصف السنة التالية لها بشهر واحد فمثلاً يحسب العمر

الزمنى للطفل الذى يبلغ من العمر ١٢ سنة و ٦ شهور إلى ١٢ سنة و ٥ شهور أى من ١٥٠ إلى ١٦ شهر الى أن مدى كل عمر ١٢ شهر.

يحسب التوزيع التكرارى لدرجات الأفراد فى كل فنة من الفنات العمرية ثم يحسب من ذلك التكرار، المتوسط الحسابي لدرجات هؤلاء الأفراد.

يرسم خط بياني ليدل على العلاقة بين متوسط الدرجات والأعمار الزمنية كما في الشكل (1 - ٤) التالي:



من الشكل السابق يمكن تعيين درجات الاختبار إذا عرفنا عمر فرد معين وهذا يفيد عند تطبيق اختبار يقيس القدرة العددية مثلاً فإنه يمكن حساب النسبة العقلية العددية من المعادلة التالية:

هذا وقد لخص فؤاد البهى السيد (١٩٧٩) نسبة الذكاء والنسبة التعليمية والنسبة التحصيلية على النحو التالى:

عيوب معايير العمر:

يعاب على معايير العمر الزمنى أنها تعتمد فقط على الأعمار الزمنية، وإذا استخدمت في النواحى التحصيلية، فطالب الفرقة الثانية بالمرحلة المتوسطة البالغ من العمر ١٢ سنة لابد وأن يتفوق على طالب الفرقة الأولى البالغ من العمر ١٢ سنة أيضا. أى أن الاختبار يضير الطالب الذي عمره ١٢ سنة ومقيدا بالصف الأول المتوسط لأنه إذا كان هذا الاختبار من النوع التحصيلي فإنه يعتمد في جوهره على ما درسه طالب الصف الثاني المتوسط ولم يدرسه طالب الصف الأول بالرغم من تساويهما في العمر الزمني، ولكن إذا كان الاختبار

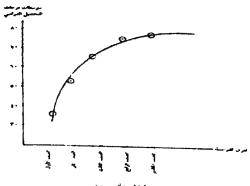
متحرراً من النواحى التحصيلية المدرسية كأن يقيس القدرات العقلية العامة مثلا فإن الاختبار يكون صالحاً لتحديد تلك المعايير. وفيما يلى موجز لأهم عيوب معيار العمر:

- النمو العقلى أو التحصيلي لا يساير تماما النمو الزمنى للأفراد ومن هنا
 فإن النسبة لا نظل ثابتة.
- ٢- إن نمو الذكاء لا يستمر مدى حياة الإنسان ولكنه يقف عند سن معين ولذلك فمهما تقدم عمر الفرد فإننا نفترض حدا ثابتا لنموه الزمنى و هو السن الذى يتوقف عنده الذكاء.
- النمو التحصيلي لا يستمر في النمو طوال العام بمعدلات ثابتة ولكنه
 يختلف من مقرر دراسي إلى مقرر أخر.

ب- معيار الفرق الدراسية:

طريقة حساب معيار الفرق الدراسية:

- يطبق الاختبار، المراد عمل معيار للفرق الدراسية على أساسه، على عينة كبيرة من التلاميذ ويشترط أن تكون هذه العينة ممثلة للصفوف المختلفة في وقت واحدا.
 - ٢- يحسب المتوسط الحسابي لتحصيل التلاميذ في كل فرقة در اسية.
- ٣- يعمل تمثيل بياني لمتوسطات هذه الدرجات بحيث تمثل الفرق الدراسية
 على المحور الأفقى والمتوسطات الحسابية على المحور الرأسي.
- ٤- يرسم منحنى أملس بحيث يمر تقريباً من مواضع النقط الممثلة للمتوسطات الحسابية كما في الشكل (٦ ٥) التالي:



شكل (أ – ٥) رسم بياتي لمتوسطات درجات التحصيل الدراسي للتلاميذ في الغرق المختلفة

- د نمد المنحنى السابق من طرفيه الأعلى والأدنى.
- ٦ يستخدم المنحنى السابق فى تحديد معيار الفرقة التى تتفق مع درجة
 كل تلميذ.

هذا ونقسم المسافة بين كل فرقة وأخرى إلى عشرة أقسام إذ أن هذا التقسيم يتفق مع شهور السنة الدراسية التى تبدأ فى شهر سبتمبر وتنتهى فى شهر يونيو. وهذه الفترة هى تسع شهور كل منها يمثل جزء من العشرة أقسام التى تفصل بين الفرقة والأخرى أما القسم العاشر فيمثل فترة الإجازة الصيفية ومدتها ٣ شهور ولكنها ممثلة بشهر واحد فقط على افتراض أن النمو الحادث في خلال هذه الشهور الثلاثة يعادل نمو شهر واحد أثناء الدراسة.

عيوب معايير الفرق الدراسية:

بالرغم من أن معايير الفرق الدراسية تعد من أهم معايير التحصيل فى المرحلة الابتدائية وأن هذه المعايير تتميز بالسهولة إلا أنه يؤخذ عليها المأخذ التالية:

 هذه المعايير تفترض أن معدل النمو منتظم طوال السنة الدراسية وتفترض أن الثلاثة شهور التي تمثل الإجازة الصيفية تمثل النمو الدراسى الشهر واحد من شهور الدراسة. وهذا لا يتفق مع حقائق النمو المعرفى، فالقدرة على القراءة مثلاً ترتبط بالنمو العقلى للتلميذ والنمو العقلى مستمر طوال العام. أما تعلم الحساب فإنه يتاثر بفترة الدراسة فقط بل أن عوامل النسيان نتيجة الإجازة الحسيفية الطويلة قد تؤخر النمو فى القدرة الحسابية وأن التلميذ أثناء العام الدراسى يكون أسرع فى نهاية العام عن بدايته وهذا يثبت عدم دقة افتراض أن النمو مستمر ومنتظم طوال العام.

- ۲- إنه من الصعوبة عمل معايير تمتد إلى مدى كبير من التلاميذ الذين يودون الإمتحان، بل نحصل على معايير الدرجات العليا والدرجات الدنيا بطريق غير مباشر وهو استكمال المنحنى في كل من طرفيه الأعلى والأدنى.
- ٣- إذا فرضنا استكمال المنحنى فإنه من الصعب تفسير الدرجات الواقعة فى الجزء المستكمل لأنها لا تمثل الواقع وإنما تمثل متوسطا فرضيا.
- ٤- معايير الفرق الدراسية غير دقيقة نظرا لأنها تفترض تساوى أوزان المقررات الدراسية التي وضبعت هذه المعايير لتقييمها وكذلك تفترض تسارى الأهمية النسبية لهذه المقررات في المنهج الدراسي بالفرقة الواحدة في الفرق الدراسية المتعاقبة.

ج- المنينيات Percentiles:

نتبع طريقة حساب المئين الواردة في الفصل الخامس من هذا الكتاب ونوجزها فيما يلي:

انشئ جدولاً ونكتب فيه الدرجات أو فنات الدرجات في العمود الثاني.
 الأول، ونكتب تكرار الدرجات أو فنات الدرجات في العمود الثاني.
 هذا ونحسب التكرار المتجمع التصاعدي ويكتب في العمود الثالث.

٢- نحسب الترتيب المنينى أى عدد الدرجات التى تسبق المنين
 المطلوب وحتى هذا المنين.

يحسب المئين من المعادلة التالية:

رتبة الملين — التكرار المتجمع التصاعدى للفنة المنينية المنين = الحد الأدنى للفنة المنينة + ______ × طول الفنة تكرار الفنة المنينية

ويمكن حساب رتبة المئين باتباع الخطوات التالية:

- ١- نبين عدد الأفراد الحاصلين على كل درجة من الدرجات.
 - ٢ نحسب التكرار المتجمع التصاعدي.
- ٣- نحسب النسبة المنوية لعدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من
 كل درجة وذلك بقسمة عدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من
 كل درجة على المجموع الكلى.
 - ٤- نرسم الخط البياني للنسبة المنوية للتكرار المتجمع التصاعدي.
 - ٥- من الرسم يمكن معرفة الترتيب المئيني لصاحب كل درجة.

فوائد المنينات والرتب المنينية:

- سهولة حسابها وسهولة تفسير ها من جانب الفاحص الذي لم يتدرب
 تدريبا كافيا على تفسير المعايير المختلفة والإفادة من نتائج
 الاختيارات.
- ٢- تستخدم الرتب المنينية في عمل معايير الاختبارات الخاصة
 بالأطفال والراشدين على السواء.
- ٣- يمكن جمع الرتب المئينية للحصول على المستوى التحصيلي العام.
- ٤ يمكن مقارنة مستويات التلاميذ كما تحددها الرتب المنينية فى
 الاختيار ات المختلفة.

عيوب المعايير المنينية:

من أهم عيوب المعايير المنينية ما يلى:

- عدم تساوى وحدات المعايير المنينية خصوصاً عند طرفى التوزيع التكراري.
- ٢- تزداد حساسية المنينيات للفروق المتطرفة في الاتجاهين الموجب والسالب.
- تعطى الدرجات المنينية صورة صادقة لمركز الفرد أو رتبته بين أفراد عينة التقنين ولكنها لا تبين مقدار الفرق بين درجته ودرجات الأفراد الأخرين.
- ٤- لا تصلح الدرجات المنينية فى حساب المتوسط ومعامل الارتباط وبعض المقاييس الإحصائية الأخرى لأن نتائج استخدامها تختلف عن نتائج المقاييس المنينية على الدرجات الخام.
- ان المعايير المئينية تحتاج إلى عينات تقنين تمثل كل نوع خاص
 من أنواع المواقف والجماعات و هذا يزيد من صعوبة المعيار
 المئيني على نطاق واسع.

د- الدرجات المعيارية:

عرفنا من الفصل الخامس من هذا الكتاب كيفية حساب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام بمعلومية كل من المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى للدرجات الخام، وعرفنا أيضاً أن الدرجة المعيارية تكون موجبة إذا كانت الدرجة الخام أكبر من المتوسط أما إذا كانت الدرجة الخام مساوية للمتوسط الحسابى فإن قيمة الدرجة المعيارية تكون صفراً. وتكون الدرجة المعيارية أقل من المتوسط.

وكما سبق أن ذكرنا أن الدرجة المعيارية يمكن حسابها من المعادلة التالية:

عيوب الدرجات المعيارية:

١- كثرة عدد الدرجات السالبة.

٢- كبر وحدة قياسها التي تساوى درجة معيارية واحدة على الأقل.

٣- لا تصلح الدرجات المعيارية إلا إذا كانت الدرجات موزعة توزيعاً اعتدائياً أو قريبة من التوزيع الاعتدائي أو إذا كان التوزيعان المطلوب مقارنتهما لهما نفس الالتواء سالبا كان أم موجباً. وتصلح الدرجات المعيارية للمقارنة إذا كان التوزيع التكراري لأحد الاختيارات أو بعضها ملتويا سالبا كان أم موجباً.

قياس درجات اختبار على درجات اختبار آخر:

يمكن مقارنة درجات اختبار بدرجات اختبار آخر إذا حولنا توزيع الدرجات على طول المقياس في أحدهما إلى صورة التوزيع الآخر، ويعتمد هذا التحويل على متوسط درجات الاختبارين وانحرافهما المعياري.

ويمكن عمل هذا التحويل باستخدام المعادلة التالية:

$$c = \dot{\omega} + \frac{3r}{3r} \qquad (\omega - \dot{\omega}_r)$$

حيث:

د= درجات الاختبار بعد قياسه على الاختبار الأخر الذي يسمى الاختبار المرجعي.

س، = المتوسط الحسابي للاختبار المرجعي.

ع, = الانحراف المعياري للاختبار المرجعي.

س، = المتوسط الحسابي للاختبار المراد تحويل درجاته.

ع, = الانحراف المعيارى للاختبار المراد تحويل درجاته.

س = الدرجة المراد تحويلها.

ثانيا: معايير تعتمد على التوزيع التكرارى الاعتدالى:

هذا النوع من المعايير يعتمد على التوزيع التكراري الاعتدالي ومن هذه المعايير ما يلي:

أ- المعيار التائي:

هو معيار يستخدم في عمل معايير الاختبارات النفسية التحصيلية لأنه يتلافى كثيرا من عيوب معايير العمر والمنينيات والدرجات المعيارية ويعتمد هذا المعيار على المنحنى الاعتدالي المعياري.

طريقة حساب المعيار التائي:

- ١- نحسب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام مما سبق أن أوضحنا طريقة الحساب.
- ٢- تحول الدرجات المعارية إلى درجات تانية باستخدام المعادلة التالية: -1 < + 0 > 1

حيث ت هى الدرجة التائية، < هى الدرجة المعيارية . هذا المعيار انحرافه المعياري ١٠ ومتوسطه ٥٠

ب- المعيار الجيمي:

انشأ هذا المعيار ج لفورد Gilford وهو معيار انحرافه المعيارى (ع = ٢) ومتوسطه تساوى ٥ ويبدأ تدريجه من الصغر وينتهى ١٠.

طريقة حساب المعيار الجيمى:

نحسب الدرجة المعيارية (<) كما سبق.

٢- نحسب الدرجة الجيمية (ج) من المعادلات التالية:

ح = ۲ < + ٥

حيث جـ هي الدرجة الجيمية، < هي الدرجة المعيارية

٣- يمكن حساب الدرجات الجيمية من الدرجات التائية باستخدام المعادلة:

ج۔ السباعی المعیاری:

و هو معيار قام بتصميمه فؤاد البهى السيد ويتكون من سبع درجات ويصلح لقياس مستويات الفروق الفردية ذات النطاق الضيق ويحسب السباعى المعياري من المعادلة التالية:

الدرجة المعيارية السباعية = $1,77 \times 1$ الدرجة المعيارية + 3

ويمكن حساب الدرجة السباعية من المعيار التائى باستخدام المعادلة التالية:

$$(\ddot{v} - \ddot{v})$$
 الدرجة المعيارية السباعية = 1,۳۳ الدرجة المعيارية السباعية

تمارين على الفصل السادس أوجد معاملات الالتواء للتوزيعات التكرارية التالية:

(1-1)

14-17	1/-17 -16		-1:	ـ۸	نب	
1.	17	١.	٨	٦	গ্ৰ	

(7-7)

	٤٠٠	-7	_7	-1	اف
١.	1.4	١٨	۳.	1 8	7

(7-7)

	17_1 .	_٨	٦_	_ £	-4	ف
I	۲.	10	۲٥	40	١٥	스크

(T-1)

حول الدرجات التالية إلى درجات معيارية:

1 _ 0, 7, 7, 8, 8

ب- ۲، ۳، ۷، ۵، ۲، ۸، ۹، ۲۲

جـ ۲، ۸، ۱۱، ۱۲۲، ۱۱

ثم حول الدرجات السابقة إلى درجات معيارية تانية ثم إلى درجات معيارية جيمية.

وأحسب السباعي المعياري لكل منهما.

الفصل السابع الارتباط

- ١_ الارتباط الخطى
- ٢_ الارتباط الجزئى
- ٣_ الارتباط المتعدد
- ٤ الارتباط الثنائي
- ه تطبيقات تربوية على معامل الارتباط

الفصل السابع الارتباط

Linear Correlation.	. الارتباط الغطى
Partial Corr.	٢_ الارتباط الجزئى
Multiple Cor.r	٣ _ الارتباط المتعدد
Biserial Corr.	٤ _ الارتباط الثنائي

ه تطبيقات تربوية على معامل الارتباط

الارتباط الخطى: مقدمة:

إن أول من استخدم طريقة الارتباط الخطى فى مجال الاختبارات النفسية هو العالم النفسانى فرنسيس Francis Galton وكانت هذه من أكثر الطرق الإحصائية شيوعا فى تحليل البيانات فى مجال علم النفس حيث أنها طريقة مفيدة فى النظرية الإحصائية فى القياس العقلى.

وتهدف طريقة الارتباط الخطى إلى تحديد درجة الإتفاق بين فنتين من المقاييس مثل الذكاء والتحصيل الدراسى. ويطلق على المعامل الرقمى للعلاقة بين المتغيرين اسم معامل الارتباط.

وإذا كان الهدف الأساسى من العلم هو در اسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات التى يتعامل معها، فإن الارتباط هو الوسيلة الإحصائية التى تحقق هذا الهدف. ففى العلوم الطبيعية والعلوم البيولوجية يمكن تحديد العلاقات بين المتغيرات بملاحظة مقدار تأثير التغير فى إحداها على التغير فى آخر من تلك المتغيرات.

وفى العلوم السلوكية والتربوية والإنسانية تكون المتغيرات التى يقوم الباحثون بدراستها متعلقة بخصائص الأفراد وعليه فلدراسة العلاقة بين المتغيرات يقوم الباحث بتطبيق عدة مقاييس على عدد من الأفراد. فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث التربوى يريد دراسة العلاقة بين التحصيل الدراسى والاتجاهات نحو المدرسة لتلاميذ المرحلة الابتدائية، فإن عليه أن يعين ن من أزواج القياسات إحداها تحدد التحصيل الدراسى والأخرى تحدد الاتجاهات نحو المدرسة لكل فرد من عينة التلاميذ، من هذه القياسات يمكن تحديد ما إذا كانت علاقة بين التحصيل الدراسى والاتجاهات نحو المدرسة. فى هذه الحالة ينبغى أن نحدد شكل العلاقة بين المتغيرين فى صورة رياضية يمكن من خلالها التنبؤ بمثل هذه العلاقات ويمكن التعبير عنها بالتعبير الرياضى التالى:

ص = أس + ب حيث س، ص يمثلان المتغيران المستقل و التابع على التوالى وكل من أ، ب يمكن تعيينها من نتانج الملاحظات أو تطبيق الاختبارات. وصدق مدى التنزيز الذى يمكن حسابه من المعادلة السابقة يمكن التعرف عليه ببعض الطرق العامة. أحد هذه الطرق هو حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص ودرجة العلاقة بين المتغيرين طبقاً لهذه الطريقة هو معامل الارتباط ويرمز له بالرمز (ر). ومعامل الارتباط الذى نحصل عليه لا يخبرنا فقط بدرجة العلاقة بين متغيرين ولكن يفيد أيضاً بالإضافة إلى المتوسط الحسابي والإنحراف المعياري في إعطاء فرصة لكتابة معادلة خطية للتنبؤ بقيم ص من قيم س والعكس.

وإذا كان أحد المتغيرات يتزايد كلما يتناقص المتغير الآخر يطلق على هذا النوع من الارتباط السالب. أما إذا كان أحد المتغيرين يزيد بزيادة الآخر فإن هذا الارتباط يسمى ارتباطاً موجباً والقيمة العظمى لمعامل الارتباط هو ±١، فإذا كانت قيمته + ١ يكون هناك ارتباطاً موجباً تاماً بين المتغيرين.

وإذا كانت قيمة معامل الارتباط - ا يكون هناك ارتباطا عكسيا تاما. وإذا كانت قيمة معامل الارتباط صدفر فهذا يعنى أنه لا يوجد علاقة بين المتغيرين. والارتباط لا يعنى العلية أو السببية في وجود العلاقة أو عدم وجودها.

تعريف معامل الارتباط Correlation Coefficient:

يقصد بمعامل الارتباط أنه قياس إحصائى يستخدم لبيان نوع العلاقة بين المتغيرات سواء كانت هذه العلاقة طردية أو عكسية.

أهم الخواص الإحصائية لمعامل الارتباط:

- المحامل الارتباط العددية لا تزيد عن الواحد الصحيح وتنحصر جميع قيم معامل الارتباط بين +١، -١.
- لا يتأثر معامل الارتباط بزيادة أو نقصان درجات الاختبار بمقدار ثابت.

- تتوقف قيمة معامل الارتباط على خصائص العينة فاختلاف العينات من حيث الحجم مثلاً يؤثر في دلالة معامل الارتباط.
- ٤٠ تتوقف قوة الارتباط بين ظاهرتين على طبيعة قياس كل من هاتين الظاهرتين.
- يتأثر معامل الارتباط بمدى تباين العينة، فمثلاً إذا تم حساب معامل
 الارتباط بين درجات مجموعة من الطلاب فى التحصيل المدرسى
 و درجاتهم فى مقياس الاستعدادات المدرسية، فإن هذا الارتباط
 بالنسبة لجميع الطلاب يكون أقوى منه لدى المتفوقين دراسياً فقط.

مقاييس الارتباط:

فى كثير من الحالات يمكن حساب معامل الارتباط بطريقة العزوم (Product moment Corr) التى تنسب إلى بيرسون Bearson فهو يمثل أفضل مقياس للعلاقة بين متغيرين وينبغى استخدامه فى هذه الحالات. وعلى أية حال فإن هناك طرقا عديدة لحساب معامل الارتباط تزيد فى عددها عن عشرين طريقة فيما عدا الطرق المستخدمة فى قياس العلاقات غير الخطية كما سيتضح فما بعد.

وتوجد أسباب أربعة أعدد طرق حساب معامل الارتباط هي:

- 1- في بعض الأحيان لا تتناسب البيانات المطلوب تحليلها إحصائياً مع استخدام معادلة بيرسون لحساب معامل الارتباط.
- ٢- قد تستخدم هذه الطرق بغرض اختصار الوقت، فمثل هذه الطرق اليست دقيقة بدرجة كافية وإنما توفر كثيرا من الوقت في طريقة الحساب وهذه الطرق الأقل دقة تعطى فكرة أولية للباحث عن نوع العلاقة.
- ٣- فى بعض الحالات يكون استخدام طريقة بيرسون فى حساب معامل الارتباط غير مناسب فى حين وجود طرق أخرى ملائمة لقياس مقدار العلاقة بين المتغيرين.

يمكن تبسيط معادلة معامل الارتباط (ر) تحت شروط معينة وعليه فبن الطرق الأكثر بساطة تستخدم في حساب معامل الارتباط وقد يطلق على هذه الطرق أسماء مختلفة. وبالرغم من ذلك فبان المعادلات المختصرة والمشتقة من معادلة بيرسون تعطى نفس النتحة العددية لمعامل الارتباط.

طرق حساب معامل الارتباط الخطى:

توجد طرق متعددة لحساب معامل الارتباط الخطى سنعرض لبعضها الأكثر شيوعا والأسهل استخداماً في البحوث النفسية والتربوية المختلفة مع توضيح كل طريقة ببعض الأمثلة التوضيحية.

١- حساب معامل الارتباط بطريقة بيرسون Pearson:

تسمى هذه الطريقة من طرق معامل الارتباط بطريقة العزوم Product معامل الارتباط بهذه الطريقة عن طريق Moment Correlation اتباع الخطوات التالية:

- احسب المتوسط الحسابي للدرجات س (س).
- ٢- أحسب المتوسط الحسابي للدرجات ص (ص).
- ٣- احسب انحراف الدرجات س عن متوسطها س الذي نرمز له بالرمز ح س.
 - ٤ إحسب (ح ص): انحراف الدرجات ص عن متوسطها.
 - ٥- إحسب ح س ثم أوجد مجموعها مدح س
 - ٦- إحسب ح'ص ثم أوجد مجموعها مدح'ص
 - ٧- احسب (ح س) × (ح ص)
 - ٨ـ عوض في القانون

$$c = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} (x \times n)^{n}}{\sum_{n=1}^{\infty} (x \times n)^{n}}$$

9- إذا أردت معرفة مستوى الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط إرجع للملاحق.
 مثال (٧- ١):

مكونة من 7 تلاميذ بأحد المدارس الابتدائية وكانت درجاتهم كما هو مبين بالجدول التالى ... احسب معامل الارتباط بين (س، ص).

17.	17.	1	۹.	11.	١	درجات اختبار الذكاء (س)
۸٠	٧٠	٦.	٤٠	٥.	٦.	درجات اختبار الذكاء (ص)
L	L					الحل

ح ص	ح س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	w
	,	•		,	٦.	11.
١ ,,,	,	•	1+-	,	٥٠	11.
٤٠٠ ا	1 11 1	£ • •	۲۰-	۲۱-	£ •	٩.
١	١	•		1	٦.	1
١	1	1	١.	١.	٧٠	14.
٤٠٠	1	£	٧٠	١.	٨٠	17.
11	1	4			77.	77.

$$1.. = \frac{17}{7} = \omega$$

$$0.1 = \frac{77}{7} = \omega$$

$$., \lambda \circ Y = \frac{9}{1., \xi 9} = \frac{9}{11.} =$$

وبالرجوع للملحق رقم (٢) عند درجات الحرية (ن -1) أى (٦ -1) أى 0 تكون قيمة (ر) الدالة إحصانية عند مستوى 0, 0 هى أقل من قيمة (ر) المحسوبة 0 توجد علاقة ذات دلالة إحصانية بين 0 س، 0

مثال (۲ – ۲)

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى بطريقة بيرسون.

0	٦	ź	۲	٣	٤	س
ź	Y	0	٤	٦	٣	ص
						الحل

ح ٔص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
	-	•	١-	•	۳	ź
4	· •	۲_	۲	١-	٦	٣
		•		٧_ ا	£	۲
,	`	•	1		۰	٤
	4	£-	٧_	۲	۲	٦
•	1 , 1	•		. 1	£	٥
	1	٦_			4 £	7 £

مثال (٧ -- ٣):

أوجد معامل الارتباط بين درجات أربعة طلاب في اختبارين للتفكير الإبداعي بيانها كما يلي:

1 8 9	101	١٤٨	100	درجات الاختبار س
108	101	104	102	درجات الاختبار ص

الحل:

يطرح ١٤٨ من درجات س، ١٥٠ من درجات ص يمكن التوصل إلى الجدول التالي:

1	٣	4	ŧ	س
ŧ	١	٣	ŧ	ص

سَ = ۲ ص = ۳

ح'ص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	w
1	٤	۲	``	۲	ź	£
	£	•	٠,	۲_	۳	
£	١ ،	۲_	٧_	١ ،	١	٣
١	١	1-	١	١- ١-	£	١
٦	1.	1-		•	17	٨

$$c = \frac{-1}{1 \times 1} = -71,$$

مثال (٧ - ٤):

طبق اختباران أحدهما للغة العربية والأخر للرياضيات على تلاميذ فصل مكون من ١٠ تلاميذ بأحد المدارس الابتدائية وكانت درجات التلاميذ في الاختبارين كما هو مبين في الجدول التالى:

٣٤	٣9	٤٥	٤٠	٣.	41	٣٢	٤٨	٤١	۳٧	درجات الاختبار ١٠٥٠ (س)
٧٤	٧٤	۸۳	۷٥	۷١	٧٨	۸۰	۸۸	Y۸	٧٥	درجات الاختبار لدتي (ص)

الحل:

ح'ص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
٦,٨	١,٤	۳,۱	۲,٦_	1,7 _	٧٥	44
٠,٢	۷,۸	1,1	٠,٤	۲,۸	٧٨	٤١
1 . 1. 7	97,1	1.1,4	1.,5	٩,٨	۸۸	٤٨
۵,۸	٣٨,٤	14,9 _	۲,٤	٦,٢_	۸۰	77
٠,٢	٤,٨	٠,٩_	٠,٤	۲,۲_	۸٧	77
٤٣,٦	17,7	01,1	٦,٦_	۸,۲_	٧١	۳.
٦,٨	٣,٢	£, V _	۲,٦_	١,٨	۷٥	٤.
79,7	٤٦,٢	77, V	٥,٤	٦,٨	۸۳	10
14, .	٠,٦	۲,۹ _	٦,٣	۸,٠	٧٤	79
17, .	17,7	10,1	۳,٦ _	£, Y _	٧t	71 1
۸,۲۲۲	۲۸۳,۲	۱۸۸,٦			777	۳۸۲
					صَ =	س =
					٧٧,٦	۳۸,۲

$$c = \frac{\alpha - 5 \times 5 \times 5}{\sqrt{\alpha - 5 \times 10^{-10}}}$$

$$c = \frac{1 \times 10^{-10}}{\sqrt{1 \times 10^{-10}}} = 3 \times 10^{-10}$$

٢- حساب معامل الارتباط إذا علمت الانحرافات عن المتوسط والانحرافات المعيارية:

في هذه الحالة تستخدم المعادلة:

$$C = \frac{A - 2 \cdot 0 \times 2 \cdot 0}{0 \cdot 3 \cdot 0 \times 3 \cdot 0}$$

مثال (٧ - ٥):

أحسب معامل الارتباط بين س، ص الموضحة في المثال (٦ – ٤).

الحل

نحسب الانحراف المسارى لكل من درجات الاختبار الأول (س)

ودرجات الاختبار الثاني (ص) كما يلي:

$$\frac{18 \operatorname{cup}(\operatorname{min}_{\mathcal{S}}(\Theta)) \operatorname{cal}(\operatorname{min}_{\mathcal{S}}(\Theta))}{2 \operatorname{min}_{\mathcal{S}}(\Theta)} = \pm 1, 0$$

$$2 \operatorname{min}_{\mathcal{S}}(\Theta) = 0$$

$$3 - 2 = \frac{777, \lambda}{1.}$$

وهنا ينبغى ملاحظة أن معامل الارتباط بهذه الطريقة لا يختلف عن قيمته عندما تم حسابه بطريقة بيرسون وإذا لاحظت معادلة معامل الارتباط التى تعتمد على الانحرافات اسعيارية في هذه الطريقة نجد أنها لا تختلف عن معادلة بير سون هي:

مجموع حاصل ضرب الانحرافات المتقابلة (المتناظرة)

معامل الارتباط =

عدد الأفراد × الانحراف المعياري للاختبار الأول × الانحراف المعياري للاختبار الثاني

مثال (٧ - ٦): أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الانحرافات المعيارية

الموضحة بالجدول التالي: المعيارية المعارية الانحرافات المعيارية

۲	١	٥	٣	٤	س
۲	۳	٤	٥	٦	ص

ح`ص	ح س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س س
£	1	۲	۲	1	٦	£
١١		•	١	,	٥	۳
	£	•	,	٧	٤	ا ہ ا
۱ ۱	٤	4	1-	۲_	۳	١
£	1	4	۲_	١-	۲	۲
١.	Ĭ					
١.	١.	7			۲.	١٥

٣- حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

طريقة حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

۱- حول درجات المتغیر الأول (س) إلى درجات معیاریة (< س).

٣- طبق المعادلة:

مثال (٧ - ٧):

أحسب معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد

تحويل در جات س، ص إلى در جات معيارية:

4	Υ	٦	٥	٣	<u>u</u>
٦	٩	٧	٣	٥	ص

الحل:

یس × د ص	حص>	<س>>	حص	ح س	ص	س
۰,٧٥	٠,٥_	1,0_	١	٣_	٥	٣
٠,٧٠	1,0_	.,0_	۲.	١_	٣	ه [
•	٠,٥	•	١		٧	٦
۰,۷۰	1,0	٠,٥	۳	١ ١	4	٧
•	•	٠,٥		۳	٦	۹.
۲,۲۵	1.	٦			۲.	10

$$\frac{7}{\circ} = \frac{7}{\circ} = \frac{7}{\circ} = \frac{7}{\circ} = \frac{7}{\circ} = \frac{7}{\circ}$$

$$= \frac{7}{\circ} = \frac{$$

مثال (٧ - ٨):

أوجد معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد تحويل كل منها إلى درجات معيارية:

7	٥	ŧ	٣	۲	w
1 £	۲	17	٨	1.	ص

			,						الكن
س x مص	ڡڹ	س	ح ص	ב'ייני	ح س × خ مس	ح من	ح س	ص	u u
•	· -	1,67_	•	í		· ·	7-	1.	-
۰,۰	٠,٧١.	۰٫۲۱_	ŧ	١ ،	*	٧. ا	3.	,	-
•	٠.٧١	[·	ŧ		•	٠,		3.8	
1,+1_	1, £ 7.	1,67_	17	١ ١	1.	٤.	- 1	,	
7, 17	1, £ Y		17	ŧ	٨	t i	٧	14	٦.
1.01				, ,					

$$1 \cdot = 1$$
 ص $= 3$

$$7,\lambda = 1$$

$$\pm \frac{1}{2}$$

$$\pm \frac{1}{2}$$

$$\pm \frac{1}{2}$$

$$\pm \frac{1}{2}$$

$$\pm \frac{1}{2}$$

$$\pm \frac{1}{2}$$

$$\cdot, \tau = \frac{1, \circ 1}{\circ} = \frac{-\infty \times \infty}{\circ} = 0.$$

٤- الطريقة العامة لحساب معامل الارتباط من الدرجات الخام:

تعتمد هذه الطريقة في حسابها على الدرجات الخام مباشرة ولا يحتاج الباحث الذي يستخدم هذه الطريقة إلى حساب الانحرافات عن المتوسط أو الانحرافات المعيارية وإنما يقوم بحساب معامل الارتباط من الدرجات ومربعاتها فقط وهذه الطريقة تتميز بالدقة والسرعة.

و المعادلة التالية تستخدم لحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة:

حيث مدس ص هي مجموع حاصل ضرب الدرجات المتناثرة في الاختبار، محدس × مدص هو حاصل ضرب مجموع الدرجات س في مجموع الدرجات ص، مدس محدس محدس محدس محدس محدس مربعات درجات الاختبار س، مدس هو مجموع مربعات درجات الاختبار ص.

ولحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة يمكن اتباع الخطوات التالية:

- احسب كل من س'، ص'، س ص لكل مفحوص.
- ٢- أحسب محس، محس"، محسس"، محس ص لكل مفحوص.
 - ٣- طبق المعادلة السابقة.

مثال (٧ - ٩):

أوجد معامل الارتباط بالطريقة العامة بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

		•					
7 7 V	٥	į	٥	٣	ŧ	٣	س
^ ' '		V	٨	٦	٧	7	ص ا

الحل:

ص۲	س۲	س ص	ص	س
77	٩	1.4	٩	٣
£9	13	4.4	٧	£
77	4	1 1/	٦	٣
7 £	40	£ .	٨	٥
69	17	1 47	٧	£
7.5	40	1	٨	٥
744	1	174	£ Y	7 £

$$\therefore c = \frac{\Gamma \times \Upsilon V I - 3\Upsilon \times \Upsilon 3}{\left[\Gamma \times \cdots I - (3\Upsilon)^{\Upsilon}\right] \left[\Gamma \times \Lambda P \Upsilon - (\Upsilon 3)^{\Upsilon}\right]}$$

أى أن س، ص مرتبطان ارتباطاً إيجابياً تاماً.

مثال (٧ - ١٠): أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

٥	۲	٤	٣	٦	, <u>u</u>
٥	٣	٥	٤	٨	ص

الحل

س ص	ص`	س`	ص	س)
٤٨	7 £	۳٦	٨	4
14	14	٩	£	+
۲.	70	17	٥	
٦	٩	٤	۳ ا	
70	70	75	ه ا	,
111	179	۹,	¥.	
		, ,		T • 1

$$\begin{array}{c} (1) & (1)$$

$$0.97 - \frac{00}{0.9.7} = \frac{00}{1.00} = 0$$

مثال (۷ - ۱۱):

أوجد معامل الارتباط بين درجات مجموعة مكونة من ٧ طلاب في اختبارين للذكاء بياناتها موضحة بالجدول التالي:

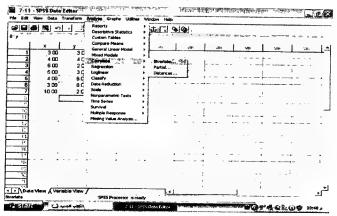
الحل: تطرح ۱۰۰ من جميع درجات الاختبار الأول س وطرح ۱۰۰ من جميع درجات الاختبار الثاني ص:

س میں	ص'	س``	ص	س
4	٩	٩	۲"	٣
17	17	17	ŧ	£
4	41	14	۲	٦
۹ [70	١٥	٣	٥
7 1%	17	7 £	٦	£
7 6	4	Y £	٨	٣
4	1	٧.	۲	١.
166	711	1	۲۸	۳۵

$$0.71 - \frac{18.}{72.} = \frac{18.}{7.079} = 0.77$$

حساب معامل ارتباط بيرسون باستخدام برنامج SPSS:

- ۱ فى مثال (۷ ـ ۱۱) السابق نقوم بإدخال بيانات المتغيرين س، ص
 فى شاشة مدخلات البيانات Data editor فى برنامج SPSS كل
 متغير فى عمود مستقل.
- ۲- ثم من قائمة Analyze نختار الأمر الفرعى Correlate فتظهر
 قائمة منسدلة فرعية نختار منها Bivariate أي بين متغيرين هما
 ۲ ، ۲ أو س، ص ويوضح ذلك الشكل التالى (۲ ۱):



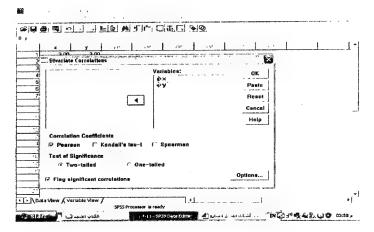
شکل (۷ – ۱)

قتظهر لنا نافذة تقوم بنقل المتغيرين Y ، Y إلى الخانة اليمنى فى
 هذه النافذة و ذلك لأنه فى الأمثلة الأخرى ربما يكون هناك

متغيرات عديدة فينبغى تحديد المتغيرين اللذين يتم حساب معامل ارتباط بير سون بينهما.

2- ويلاحظ أنه يجب التأشير على معامل بيرسون Pearson في خانة .Corre.ation Coefficients

كما يوضيح ذلك الشكل النالي (٧ - ٢):



شكل (٧ - ٢) ثم نضغط على OK فتظهر لنا شاشة المخرجات التالية:

Correlations

		X	Υ
Х	Pearson Correlation	1	609
ł	Sig. (2-tailed)		.147
l	N	7	7
Y	Pearson Correlation	609	1
l	Sig. (2-tailed)	.147	
	N	7	7

ويتضبح من الجدول أنها نفس القيمة التى حصلنا عليها حسابياً فى مثال (V-V) وبإشارة سالبة ومستوى الدلالة V0,00 وهو غير مقبول لأنه أكبر من V0,00.

٥ - حساب معامل الارتباط بطريقة الرتب:

تستخدم هذه الطريقة فى الحالات التى لا يستطيع الباحث أن يحدد مقدار التغير الذى يحدث لمتغيرات بحتة بطريقة رقمية ويكون قادرا على تحديد مراحل تغيره برتب نسبية معينة كأن يحدد ترتيب تلاميذ الفصل فى تنظيم الكراسات (الأول والثانى و...).

ولحساب معامل ارتباط الرتب Rank order correlation نتبع الخطوات التالية:

- ١- حساب ترتيب الأفراد في الاختبارين س، ص ووضع ترتيب كل فرد في
 العمود رتب س وكذلك بالنسبة لدرجات الاختبار ص.
- ٢- نطرح رتبة كل تلميذ في الاختبار ص من رتبته في الاختبار س ويوضح
 الناتج في العمود ق (ويمكن الرمز للفروق بين الرتبتين بالرمز ف أيضا).
- ٣- تربع فروق الرتب وتكتب الناتج فى الخانة ق٢ ثم نجمع مربعات هذه الفروق.
 - ٤- تطبق المعادلة:

ر =
$$\frac{7 \text{ مد} \cdot 5^{7}}{\text{ is } (\text{is}^{7} - 1)}$$
 حيث مد $\frac{5^{7}}{6}$ هي مجموع مربعات الغروق بين الرتبتين.

مثال (۷ – ۱۲):

وجد معامل الارتباط بين تقديرات مجمو عتين من الطلاب في امتحانين مختلفين لمقرر الإحصاء التربوي الموضحة بالجدول التالي:

٥	ź	٣	۲	1	المجموعة
هـ	3		ب		المجموعة الأولى
١	ب	1	هد	ر	المجموعة الثانية

الحل:

ق	ق	رتب ص	رتبس	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
£	٧-	٣	١	3	1
١ ،	٣_	٥	۲	- 14	ب
٤	۲	١	٣	i	₹
£	۲	۲	٤	ب	د
1	١	£	٥	د	ھ
77		<u> </u>			

مثال (۷ – ۱۳):

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى باستخدام طريقة الرتب:

٧,	٥	£	۲	٣	س
۲	٣	۲	i.)	٤	ص
					1 1

الحل:

ق'	ق	رتب ص	رتب س	ص	س
1	١	٣	£.	ŧ	٣
1	٣	۲	٥	٥	۲
£	۲	١	۱۳	٦	£
£	۲_	٤	r	٣	٥
17	١-	٥	٦	۲	٦
7 6				۲.	۲.

$$\frac{\int \Delta c \cdot \vec{b}}{\dot{b}} = 1 - \frac{1}{\dot{b}} = \frac{1}{\dot{b}}$$

·, Y = 1, Y = 1 ==

وكما وضحنا في مثال (٧ - ١١) يمكن حساب معامل ارتباط الرتب لسبير مان باستخدام برنامج SPSS بنفس الطريقة السابقة:

فمن قائمة Analyze نختار الأمر الفرعى Correlate فتظهر القائمة المنسدلة الفرعية نختار منها Bivairate أي بين متغيرين س، ص.

ويلاحظ أنه يجب التأشير على معامل سبيرمان Spearman في خانة .Correlation Coefficients

ثانياً: الارتباط الجزئي Partical Correlation:

عندما يكون المطلوب حساب العلاقة بين متغيرين مع تثبيت أثر متغيرات أخرى ترتبط بهذين المتغيرين فإن أنسب طريقة لذلك تكون بحساب معامل الارتباط الجزئى. والارتباط الجزئى يعنى علاقة بين متغيرين مع تثبيت أثر المتغيرات الأخرى ذات العلاقة بهذين المتغيرين بطريقة إحصائية ويرمز لمعامل الارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جالذى يرتبط بالمتغيرين أ، ب بالرمز رب ...

طريقة حساب معامل الارتباط الجزئي:

يحسب معامل الارتباط الجزني من المعادلة التالية:

، ريد هو معامل الارتباط بين المتغيرين ب، ج

، راح هو معامل الارتباط بين المتغيرين أ، جـ

وتستخدم هذه الطريقة في حساب معامل الارتباط في كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية التي لا يستطيع الباحث أن يضبط بعض متغيرات بحثه إما لصعوبات ميدانية أو صعوبات في إمكانية ضبط بعض المتغيرات والتحكم فيها.

وكذلك فإن الباحث يكون فى حاجة ماسة لهذه الطريقة من طرق التحليل الإحصائى التى لم يتمكن من عزل تأثير المتغيرات التى لم يتمكن من تثبيتها فى دراسته.

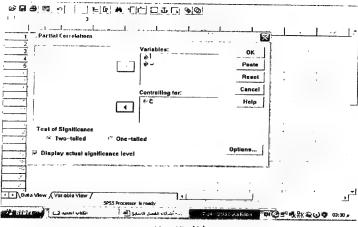
وفيما يلى عرض لبعض الأمثلة التي يتم فيها حساب الارتباط بين متغيرين مع تثبيت أثر متغير ثالث يرتبط بهذين المتغيرين.

مثال (٧ - ١٤):

إحسب معامل الارتباط الجزنى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جـ (رأب. جـ) للبيانات التالية:

٦	٥	ŧ	۲	٣	
٣	ź	٦	٥	۲	ŗ
ź	٦	٣	۲	٥	ج

ولحساب معامل الارتباط الجزئى بين أ، ب مع تثبيت جـ باستخدام برنامج SPSS نختار من قائمة Analyze Correlate ثم نختار من القائمة المنسدلة Partial فتظهر لنا النافذة التالية شكل (٧ - ٤):



شکل (۲ – ٤)

فننقل المتغيرين أ، ب إلى الخانة Variables والمتغير المراد تثبيته إلى الخانة Controlling for ثم نضغط على OK فتظهر لنا شاشة المخرجات ولحساب نفس المعامل إحصائيا نتبع الخطوات التالية.

الحل

ج'	ب′	*	Ļ	4	니	÷	ب	1
40	ŧ	٩	1.	10	٦	٥	۲	٣
٤	40	£	١.	٤	1.	۲	٥	۲
٩	٣٦.	17	١٨	11	7 £	٣	٦	£
77	17	40	7 £	۳.	٧.	٦	£	ه
17	4	44	11	7 £	1.6	£	٣	٦
4+	٩.	٩.	٧٤	٨٥	٧٨	۲.	٧.	٧.

$$C_{i+\cdot,5} = \frac{c_{i+\cdot} - c_{i+\cdot}}{['-(c_{i+\cdot})']['-(c_{i+\cdot})']} = \frac{c_{i+\cdot}}{c_{i+\cdot,5}} = \frac{c_{i+\cdot}}{c_{i+\cdot,5}} = \frac{c_{i+\cdot}}{c_{i+\cdot,5}} = \frac{c_{i+\cdot}}{c_{i+\cdot,5}} = \frac{c_{i+\cdot}}{c_{i+\cdot,5}} = \frac{c_{i+\cdot,5}}{c_{i+\cdot,5}} = \frac{c_{i+\cdot,5}}{$$

مثال (۷ – ۱۵):

أوجد معامل الارتباط الجزني بين درجات خمس طلاب في الذكاء ودرجاتهم في اختبار للسلوك العدواني مع عزل أثر درجاتهم في مقياس المستوى الاجتماعي الثقافي وبياناتهم كما هو موضح بالجدول التالي:

1.0	90	17.	11.	۸۰	الذكاء (أ)
٨	14	11	15	10	التحصيل الدراسي (ب)
٦	٨٠	٥٥	۲.	17	المستوى الاجتماعي الثقافي (ج)

الحل:

أ- حساب الارتباط بين أ، ب

ق۰	ق	رتبب	رتبا	ب	
17	£	1	٥	10	٨٠
٠,٥٢	٠,٥_	۳,۰	۲	1 7	11.
٩.	٣_	£	,	11	17.
7,70	1,0	٣,٥	ź	۱۳	97
<u> </u>	۲_	٥	٣	۸	1.0
71,0					

ب- حساب ارتباط بین أ، ج

ق	ق	رتب جـ	رتبا	ج	İ
1	١	١	c	١٣	۸.
,	١ -	٣	۲	۲.	11.
1	١	٧ .	١	٥٥	17.
9	٣	١ ،	£	۸.	90
£	۲_	٥	۲′	7	1.0
17		<u> </u>		<u> </u>	

$$-1 = \frac{1}{0} - 1 - \frac{1}{(1 - 70)^0}$$

جـ ـ حساب ارتباط بين ب، جـ

ق'	ق	رتب جـ	رتب ب	ڊ	ŗ
٩	٣ _	£	i i	١٣	10
., 40	٠,٥_	٣	۳.۵	۲.	14
£	۲	۲	4,	٥٥	11
7,40	۱٫۵	١	ه.۳	۸۰	١٣
		٥	٥	٦	۸
0,10				<u> </u>	

$$C_{i + j} = \frac{C_{i + j} - C_{i + j} \times C_{i + j}}{\left[(1 - (C_{i + j})') \right] \left[(1 - (C_{i + j})') \right]}$$

مثال (۷ - ۱۶):

أوجد معامل الارتباط الجزئى رأ ب جـ - إذا علم أن قيم أ، ب، جـ كما هو موضع بالجدول التالى:

•	ź	7	١	٣	
٥	٣	١	۲	£	Ļ
£	٥	۳	۲	١	٦

ج'	ب'	*1	بڊ	أج	آب	₹ .	ب	1
,	17	٩	٤	٣	17	١	٤	٣
£	ŧ	١	٤	۲	۲	۲	۲	١
۱۹	١,	٤	۳	٦	۲	٣	١	۲
40	٩	17	10	۲.	١٢	٥	٣	٤
17	40	40	٧٠	۲.	40	ź	٥	٥
٥٥	٥٥	٥٥	٤٦	٥١	٥٣	10	١٥	۱٥

$$\frac{\text{is acl } y = \text{acl } x \text{ acl } y}{\left[\text{is acl} y = \text{(acl)}^{T}\right] \left[\text{is acl} y = \text{(acl)}^{T}\right]}$$

$$\frac{\cdot, \cdot 7 - \cdot, \wedge}{(\cdot, \cdot 1 - 1)(\cdot, \cdot, \cdot 7 - 1)} = \frac{\cdot, \vee 7}{\cdot, \vee 7} = \frac{\cdot, \vee 7}{\cdot, \vee 7$$

الإغتراب والإرتباط الجزنى:

بر هن Kelly أنه يمكن حساب الإغتراب من المعادلة:

ر هي معامل الإرتباط بين متغيرين.

وإذا كان الارتباط يعبر عن العلاقة بين المتغيرين أو مدى الاقتران بينهما فإن الاغتراب يعبر عن مدى استقلال المتغيرين أو تباعدهما عن بعضهما البعض الأخر.

مثال (۷ – ۱۷):

ُ إذا كان معامل الارتباط بين متغيرين هو ٠,٥ فما قيمة معامل الاغتراب.

$$\dot{3} = \sqrt{1 - \zeta^{\gamma}}$$

$$\dot{3} = \sqrt{1 - (\zeta^{\gamma})^{\gamma}}$$

 $\dot{\phi} = \dot{\phi}, \dot{\phi} = \dot{\phi}, \dot{\phi$

يمكن صياغة معادلة الارتباط الجزني رأب. جـ كما يلى:

أحسب (أب جللبيانات التالية:

£	٧	٦	٥	٣	İ
٧	٦	٣	£	٥	ų.
p	٦	٧	٥	٣	E

ع`	ب'	٧,	بج	أج	اب	ج	ب	i
٩	70	٩	10	٩	10	٣	٥	٣
70	17	40	٧.	70	٧.	٥	£	٥
٤٩	١,٠	٣٦	41	£ Y	1.4	٧	۳	٦
77	77	٤٩.	77	17	٤٢	٦	٦	V
70	٤٩	17	٣٥	٧.	47	۰	٧	Ĺ
1 £ £	180	180	177	١٣٨	177	77	40	70

$$\frac{(i) - (i) - ($$

$$\frac{\xi}{\text{YY..}} = \frac{\xi}{\text{$\xi \times 0.$}}$$

$$\frac{77 \times 70 - 170 \times 0}{[(70) - 170 \times 0]} =$$

$$y = -\frac{1}{\sqrt{[(y-x)^{2}][(y-x-y)^{2}]}}$$

ثالثا: الإرتباط المتعدد Multiple Correlation

تتاثر الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية المختلفة بالعديد من المتغيرات، وقد يحتاج الباحث في هذه المجالات إلى التوصل إلى معامل عددى واحد يوضح العلاقة بين الظاهرة موضع الدراسة وتلك المتغيرات التي تؤثر فيها، ويقوم بهذه المهمة الارتباط المتعدد، فمعامل الارتباط يدل على المعامل العلاقة بين عدة متغيرات.

فإذا كان لدينا ثلاثة متغيرات مختلفة ورمزنا لها بالرموز أ، ب، جـ ورمزنا للارتباط المتعدد بين هذه المتغيرات بالرمز رأب جـ.

طريقة حساب معامل الارتباط المتعدد:

$$\frac{(1 - (^{'} - (^{'} - (^{'} + (^{'}$$

وعليه فإنه لحساب معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات أ، ب، جـ فإنه يتعين علينا حساب معاملات الإرتباط بين أ، ب والارتباط بين أ، جـ

والارتباط بين ب، جـ ثم نعوض في المعادلة السابقة وفيما يلي بعض الأمثلة العددية التي موضح طريقة حساب معامل ارتباط المتعدد.

مثال (٧ – ١٩) أحسب رأب جالليانات الموضحة في الجدول التالي:

٣	٦	ź	٨	٧	i
١.	٩	٧	11	1 Y	ŗ
٣,	۳۱	17	40	٧.	ج

الحل

لتبسيط الأرقام فى حساب معاملات الارتباط بين كل من أ، ب وأ، ج وب، ج نطرح من كل درجات ب العدد ٣ ونطرح من كل درجات ب العدد ٧ ونطرح من كل درجات ج العدد ١٧ ثم نحسب معاملات الارتباط بأى من الطرق سالغة الذكر ونطبق المعادلة:

$$\frac{(1 + c^{\prime}) + c^{\prime}}{(1 + c^{\prime})} = \frac{(1 + c^{\prime}) + c^{\prime}}{(1 + c^{\prime}) + c^{\prime}}$$

ેં =	Ļ	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	ب جـ	أج	اب	ج	ب	1
٩	40	17	10	1 4	٧.	٣	٥	٤
ኘደ	15	40	77	٤٠	۲.	٨	£	
•		١	•	•	,	,		1
197	£	٩	4.4	٤٢	٦	1 1 1	۲	۳
179	٩		44	•		18	٣	
٥٣٨	οź	01	115	٩ ٤	٤٦	۳۸	1 6	15

$$\frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2}) \times (1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2})}{(1 + \frac{1}{2})} = \frac{(1 + \frac{1}{2})}{(1$$

$$\frac{\lambda}{\sqrt{1777}} = \frac{\lambda}{\sqrt{1777}} = \frac{\lambda}{\sqrt{17777}} = \frac{\lambda}{\sqrt{177$$

$$\frac{\Gamma, \cdot + (-1, \cdot)' - 7 \times \Gamma, \cdot - 1, \cdot \times 71, \cdot}{\sqrt{(-1)' - 1}} = \frac{\Gamma, \cdot + \Gamma, \cdot + \Gamma, \cdot}{\sqrt{(-1)' - 1}} = \Gamma, \cdot$$

مثال (۲۰ – ۲۰):

أحسب معامل ارتباط المتعدد رأب جمن البيانات الموضحة بالجدول التالى:

ج (رأب,ج) للبيانات التالية:

	٦	٥	£	٣	۲	
,	7	٣	۲	٥	ŧ	Ļ
<u> </u>	٣	۲	٥	Ĺ	1	ق

ع` ا	ب'	*1	بج	أج	اب	ح	ب	
77	17	ŧ	7 £	17	٨	٦	٤	٧
17	40	٩	۲.	١٢	١٥	٤	٥	[۳]
40	٤	17	١.	۲.	۸	۰	۲	٤
ź	١ ٩	40	٦	١.	۱۵	۱ ۲	۳	
4	44	77	١٨	١٨	41	۳	٦	٦
٩.	4.	٩.	٧٨	77	٨٧	٧.	٧.	٧٠

الارتباط الثنائي Biserial Correlation:

يستخدم ارتباط الثنانى بين متغيرين إذا كان أحد المتغيرين يصنف فى مجموعتين فقط والآخر يصنف فى فنات عددية محددة المدى. فإذا أردنا حساب العلاقة بين الابتكار والمستوى الاجتماعى الثقافى وأن عينة الأفراد يمكن تصنيفها إلى مرتفعى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى أو أردنا حساب العلاقة بين الذكاء وسمات الشخصية الانطوانية والانبساطية وتم تصنيف عينة الأفراد إلى انطوائيين وانبساطيين. وواضح أن المتغير الثانى فى الحالتين السابقتين مقسم إلى مجموعتين فقط إلا أنه متغير متصل كالانتقاع لهذا التغير.

و لاستخدام هذه الطريقة ينبغى أن يكون كل من المتغيرين متصلا، ولكن تم تصنيف أحدهما إلى مجموعتين. وأن يكون كل من المتغيرين موزعاً في المجموعة الأصلية (المجتمع الأصل) توزيعا اعتداليا.

طريقة حساب معامل الارتباط الثنائي:

إذا صنفنا الأفراد في أحد المتغيرين إلى مجموعتين ورمزنا للمجموعة الأولى بالرمز (س أ) ورمزنا للمجموعة الثانية بالرمز (س ب) فإن خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي تتلخص فيما يلى:

- ایجاد قیمتی متوسط المجموعة (أ) والمجموعة (ب) أی س أ، س ب.
 - ٢- إيجاد الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية (ع).

- ٣- تحديد نسبة عدد أفراد المجموعتين إلى أفراد المجموعة الكلية
 (المجموعتين معا)، وسنر من لهما بالرمزين أ، ب.
- ٤- بالرجوع إلى جدول الارتفاعات وأجزاء المساحات تحت المنحنى
 الاعتدالي يمكن حساب ارتفاع المنحنى الاعتدالي عن نقطة انفصال
 المجموعتين وسنرمز له بالرمز ص.
 - ٥- نعوض في القانون التالي للحصول على معامل الارتباط الثنائي.

مثال (۲۱ – ۲۱):

أوجد معامل الارتباط الثنائي بين درجات مجموعة من الطلاب في اختبار للابتكار ودرجاتهم في سمتي الانطوائية والانبساطية التي صنف الطلاب إلى مجموعتين حسب هاتين السمتين كما في الجدول التالي:

المجموع	_ 77.	-11.	-17.	-17.	-1	الابتكار الشخصية
۱۸۰	۳٠	٥٥	10	۳.	٧.	انطوانی
	٥,	٤.	٦٥	٤c	١.	انبساطي
	۸۰	10	11.	٧٥	٣.	المجموع

الحل:

نحسب متوسط درجات مجموعة الانطوانيين (سَ أ) ومتوسط درجات الانبساطيين (سَ ب) والانحراف المعياري للمجموعة الكلية على النحو التالى:

أولاً: حساب المتوسط للمجموعتين: المجمع علم ال

	عة (ب)	المجمود		المجموعة (أ)			
س ك	<u>w</u>	4	س ك	س	凸	ات	
110.	110	١.	77	110	٧.	_1	
7070	110	٤٥	170.	111	۳.	<u> ۱۳۰</u>	
11770	140	7.0	VAV0	140	£ 0	-17.	
AY	4.0	٤.	11770	7.0	٥٥	-14+	
1140.	440	٥,	٧.٥.	41,0	۳.	70 77.	
44		*1.	7710.				

ثانيا: حساب الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية:

س'ك	س'	س ك	ك	س	<u>i</u>
797Vo.	14440	710.	۳.	110	-1
107774	41.40	1.440	٧o	110	-17.
77AY2.	7.707	1970.	11.	140	-17.
444440	27.70	19270	90	7.0	- 15 -
£ £ 1 Å	00770	144	۸۰	770	70 77.
TY07Y0.			79.		

ثالثًا: حساب نسب عدد أفراد كل مجموعة إلى أفراد المجموعة الكلية:

نسبة عدد أفراد المجموعة الأولى إلى العدد الكلى

نسبة عدد أفراد المجموعة الثانية إلى العدد الكلى

رابعا: حساب ارتفاع المنحنى الاعتدالي عند نقطة انفصال المجموعتين (ص):

نبعث فى جدول الارتفاعات والمساحات أقل المنحنى الاعتدالى رقم (١) بالملحق ص ٣٨٧ عن الارتفاع عندما تكون المساحة الكبرى ٥٠,٤ والمساحة الصغرى ٢٠,٤ فنجد أنها تساوى ٠٠,٤٠.

خامساً: التعويض في القانون:

ارتباط ثنانى:

= - ٠,٠٥٦ و هو معامل ارتباط سالب.

تطبيقات تربوية على معامل الارتباط:

يستخدم معامل الارتباط (ر) Coefficient of Correlation في حساب ثبات و صدق المقاييس النفسية والتربوية كما يستخدم في حساب الاتساق الداخلي لمفر دات المقابس النفسية والتربوية.

الفصل الثامن تعليل الانحدار Regression Analysis

ا. الانعدار الغطى Linear Regression

Y - Wise Regression الانعدار التعدد الغطوات

تعليل الانعدار Regression Analysis

يهدف الانحدار إلى التنبؤ بأحد المتغيرات إذا علم مقدار متغير آخر أو اكثر ترتبط مع هذا المتغير بعلاقة خطية.

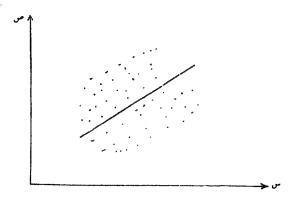
وقد يكون معامل الارتباط بين متغيرين كافياً للتعرف على العلاقة بينهما. ولكن في أحيان كثيرة يكون الهدف من التحليل الإحصائي أكثر من معرفة العلاقة بين المتغيرين حيث أن هدف العلم بصفة عامة هو التنبؤ بالظواهر وضبطها. ومعادلة الانحدار توفر أفضل طريقة من الطرق الإحصائية المستخدمة للتنبؤ بدرجة فرد في أحد المتغيرين بمعرفة درجته في متغير آخر.

ومعادلة الانحدار هي معادلة خط مستقيم، فإذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطي هي:

ص = 1 + y = 0 فإن هذه المعادلة تمثل خطا مستقيماً ميله y = 0 من المحور الرأسي (محور ص) جزء طوله أ.

ولكن معادلة الانحدار لا تمثل ارتباطاً تاماً بين متغيرين كما هو الحال في معادلة الخط المستقيم، لأن الارتباط التام نادر الحدوث في الحياة اليومية بعامة وفي المتغيرات المرتبطة بالنواحي الاجتماعية والنفسية والتربوية بخاصة ففي كثير من الحالات يكون الاتجاه العام قريباً من الخط المستقيم ولكن لا تقع جميع النقاط على خط مستقيم، ويسمى الخط المستقيم الذي يتوسط هذه النقاط بخط الانحدار.

ويمثل شكل (٨ - ١) خط انحدار المتغير ص على المتغير س مثلا:



شكل (٨ ـ ١) خط انحدار المتغير ص على المتغير (س)

فإذا كانت معادلة انحدار ص على س كما سبق إيضاحه هى: ص == أ + ب س.

فإذا كانت ص هى القيمة المتوقعة (أو التى يمكن التنبؤ بقيمتها بدلالة قيم س) فإن قيمة ب تسمى بمعامل انحدار ص على س، ويمكن حساب قيم كل من أ، ب رياضيا بحيث تقلل أخطاء التقدير أو المتوقع إلى نهايته الصغرى كما سيتضح عند التعرض لطرق حساب معادلة الانحدار الخطى.

وهناك عدة شروط الاستخدام معادلة الانحدار الخطى في التنبؤ بالظواهر المختلفة يمكن إيجازها فيما يأتى:

- ١- ينبغى أن تكون المتغيرات المستقلة مرتبطة بعلاقة خطية مع المتغير
 التابع.
- ٢- يمكن جمع تاثيرات المتغيرات المستقلة معا لينتج مقدار التنبؤ بالمتغير
 التابع.

- ٣- ينبغي ألا تكون المتغيرات المستقلة مترابطة فيما بينها.
- ٤- ينبغى أن تكون جميع المتغيرات المستقلة من المتغيرات المتصلة.
- ينبغى أن يكون المتغير التابع موزعا توزيعا اعتداليا خلال مستويات المتغير ات المستقلة كل على انفراد وكلهم مجتمعين.
 - ٦- أن يكون تباين المتغير التابع متساو خلال مستويات المتغيرات المستقلة.
- ٧- ينبغى أن تكون فئة المتغيرات المستقلة متضمنة لكل المتغيرات الرئيسية
 المؤثرة على المتغيرات التابعة.
- ٨- ينبغى أن تكون المقاييس المستخدمة على درجة عالية من الثبات والصدق.
 حساب معادلة الاتحدار الخطى البسيط:

فيما يلى استعراض لطريقتين من طرق حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط وهي:

الطريقة الأولى: حساب معادلة الاتحدار الخطى البسيط من الدرجات الخام: إذا افترضنا أن معادلة الاتحدار الخطى هي:

ص = 1 + ب س

فإننا نستطيع تعيين المعادلة إذا علمت قيم أ، ب، فإذا حسبت قيمة ب في المعادلة:

ا = ص - ب س (٢)

فإنه يمكن حساب معادلة انحدار ص على س، والأمثلة التالية توضع طريقة حساب معادلات الانحدار الخطى.

مثال (۸ - ۱):

أحسب معادلة انحدار ص على س للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

I	10	14	١.	٩	٧	٥	٣	١	س	
	٧	٨	٩	1.	11	1 7	17	1 1	ص	j

الحل

س ص	ص'	س'	ص	س
1:	144	١	1 €	١
79	174	٩	17	٣
4.	166	70	17	٥
YY	171	£ 9	111	٧
4,	1	۸١	1 1.	٩
44	۸١	171	4	11
114	7.5	179	۸ ۱	18
١.۵	19	770	V	١٥
۸۸۰	976	٦٨.	Λŧ	7.6
-111			صَ = ١٠,٥	سَ == ۸

$$A \times (1, \forall -) - 1 \cdot, \circ = 1$$

: معادلة انحدار ص على س هى:

مثال (۸ – ۲):

أحسب معادلة انحدار ص على س للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

17	٩	10	٦	٧	٧	س
٩	٥	٩	٣	Y	۲	ص

الحل:

س ص	س'	ص	س س
16	£ 9	۲	٧
1 £	£4	٧.	٧
1 1 1 1	4.4	۳	٦
170	770	4	10
10	۸1	٥	4
1 £ £	707	4	14
۳٧.	797	٣.	٦.
		س = ه	س == ۱۰

مثال (۸ – ۳):

أحسب معادلة انحدار س على ص للبيانات الموضحة بالجدول التالي:

٦	ŧ	۲	٣	٥	س
ŧ	7	٥	٧	٨	ص

الحاره

			ىخن:
س ص	س'	ص	س
7 £	٤٠	٨	٥
£٩	* 1	٧	٣
40	1.	٥	Y
777	7 £	٦	, £
17	Y £	£	4
19.	119	۳,	۳.

نفرض أن معادلة انحدار س على ص هي:

بضرب طرفي المعادلة في ١٠

١٠س = ٤٦ - ص

الطريقة الثانية: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط بمعلومية معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص والانحراف المعياري لكل منهما:

إذا فرضنا أن معادلة انحدار ص على س هي:

ص = ا + ب س

فانه بمكن تحديد قيم أ، ب كما يلي:

ا=ص -بسَ

 $\begin{array}{rcl}
& & 3 & \omega \\
& & & & 3 & \omega
\end{array}$

وتكون معادلة أنحدار ص على س هي:

$$\mathbf{a}_{0} = \mathbf{a}_{0} \cdot \mathbf{c} \times \frac{\mathbf{a}_{0}}{\mathbf{a}_{0}} \quad \mathbf{w}$$

مثال (٨ - ٤):

أحسب معادلة انحدار ص على س من البيانات التالية باستخدام معامل الارتباط بين س، ص و الانحراف المعيارى لهما:

٨	ŧ	٦	٧	٥	w
£	٨	٥	٧	٦	ص

ح س × ح ص	ح٢ص	ح۲ س	ح ص	ح س	ص	س
صقر	•	١	صقر	١ -	٦	٥
١	١ ،	١ ١	١	١ ،	٧	Ιv
صقر	١ ،		١	صقر	٥	
í	£	£	۲	٧_	٨	£
£ _	£	ŧ	٧_	۲+	£	À
٧ _	1.	1.			۳۰	٣.

مثال (٨ - ٥):

أحسب معادلة انحدار ص على س الموضحة بالجدول التالى:

۲	ź	٧	ź	٦	٥	٣	س
£	٧	٦	ŧ	ľ	٦	٥	ص
							1- 11

ح'ص	ح س	ح س × ح ص	ح دس	ح س	ص	س
•	٤	•	,	۲_	٥	٣
١	٠.	•	١	•	٦	٥
£	١١	٧.	۲.	١	٣	٦
١	١	1+	1+	١_	£	.
١	£	۲	۳	۲	٦	٧
£	١	۲_	۲_	١- ا	٧	£
١	١	١-	١- ا	١	ŧ	٦
17	17	۲_			٣٥	٣٥

$$0 = \frac{r0}{V} = \frac{r0}{V}$$

ص = ٥ _ ١٦٠٠ س + ٨٠٠٠

مثال (٨ - ٢):

مصل أحد الطلاب في الامتحان النصفي لمقرر الإحصاء التربوي على ٦٢ درجة، فما الذي تتنبأه لهذا الطالب في الامتحان النهائي علماً بأن متوسط درجات الطلاب في مجموعة فصله في الاختبار النصفي هو ٧٠ بانحراف معياري قدره ٤ وأن متوسط درجات طلاب فصله في الامتحان النهائي لهذا المقرر هو ٧٥ درجة بانحراف معياري قدره ٨ مع العلم بأن معامل الارتباط بين درجات الطلاب في الامتحانين هو ر = ٠٠٠٠.

$$\omega = \omega + c \times \frac{3\omega}{3\omega} \quad (\omega - \circ)$$

$$(\vee \cdot - \vee \vee) \qquad \frac{\wedge}{\underline{z}} \qquad \times \cdot , \vee \cdot + \vee \circ \qquad = \omega$$

مثال (۸ -- ۷):

أحسب معادلة انحدار س على ص للبيانات الموضعة بالجدول التالى:

٥	ŧ	٣	۲	٧	س س
٧	٦	٣	ŧ	٥	ص

ح ص	ح`س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
١ ٠	ŧ	•		۲	٥	٧
1	١,	١_	١	١	٤	٦
i i	٤	ŧ	٧	۲_	٣	٣
١١	١١	1-	١,١	١	٦	<u> </u>
£		•	۲ .		٧	ا ہ ا
١.	١.	۲			70	Yo

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0} = \frac{70}{0}$$

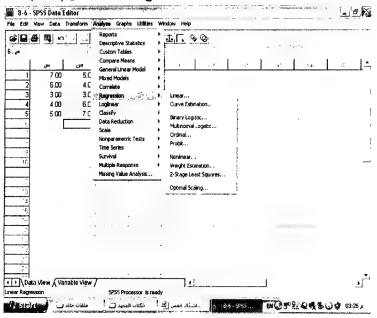
$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70$$

ويضرب طرفي المعادلة في ١٠

١٠س = ٢ ص + ٤٠

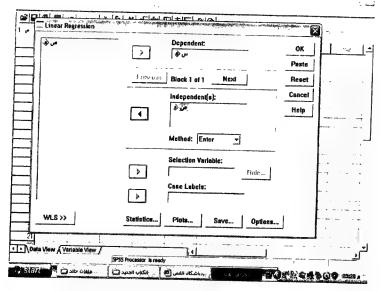
ولإيجاد معادلة انحدار س على ص باستخدام برنامج SPSS نتبع الطريقة التالية:

- ١- نقوم بإدخال البيانات على شاشة Data editor وتحديد نوعية المتغيرين س، ص.
- من قائمة Analyze نختار Rogression فتظهر قائمة منسدلة فرعية أخرى نختار منها Linear كما يوضح ذلك الشكل التالي (٨ ٢):



شکل (۸ ــ ۲)

عدالة معادلة انحدار س على ص توضع س فى خانة المتغير
 التابع Dependent و توضع ص فى خانة Independent



شكل (٨ - ٣) ثم نضغط Ok فتظهر لنا شاشة المخرجات التالية:

Coefficients^a

			dardized cients	Standardized Coefficients		
Model		В	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	4.000	2.939		1.361	.267
	من	.200	.566	.200	.354	.747

a. Dependent Variable: س

شكل (٨ – ٤) ويتضح من الجدول المعاملات الموضح فى شكل (٨ – ٣) أن قيمة Beta هى (٠,٢)، وقيمة الثابت ٤ فتكون المعادلة:

وهي نفس المعادلة لانحدار س على ص التي حصلنا عليها إحصائيا.

الانحدار المتعدد الخطوات Step Wise Regression!

طريقة حساب معادلة الانحدار المتعدد:

نفترض أن لدينا عينة مكونة من عدد من الأفراد (ن) وأننا قد قمنا بقياس ٣ متغيرات مستقلة أو أكثر لكل فرد من أفراد هذه العينة. ونفترض أننا نرغب في معرفة أفضل متغير من المتغيرات المستقلة يستطيع التنبؤ بالمتغير التابع أو أننا نرغب في التعرف على أهم متغير من المتغيرات المستقلة من حيث تأثيره في المتغير التابع بالنسبة للمتغيرات الأخرى، وسنرمز للمتغير التابع كما سبق بالرمز ص ونرمز للمتغيرات المستقلة بالرموز س١، س٢، س٣، ... أتم نقوم بحساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٣، ... التي تنتج من أعلى معامل ارتباط موجب يمكن الحصول عليه من قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة ومعامل الارتباط المتعدد. وكلما يزداد عدد المتغيرات المستقلة (س) فإن طريقة حساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٣، ... تكون المتعوبة.

وفيما يلي يوضح المؤلفان طريقة حساب ب١، ب٢ ثم طريقة حساب أ كالتالم :

۱- حساب قیم ب۱، ب۲:

إذا فرضنا أن معادلة الانحدار المتعدد في متغيرين هي:

ص = ا + ب، س، + ب، س،

فإن القيم العظمى لمعامل الارتباط بين قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة من معادلة التنبؤ يمكن الحصول عليها إذا عرفنا أن أ، ب١، ب٢ التي تجعل مجموع مربعات الفروق بين القيمتين أصغر ما يمكن.

ن مجموع مربعات الفروق
$$=$$
 محـ (ص $=$ صَ) \cdot

فإذا كان متوسط درجات ص هو ص ومتوسط درجات س ١، س ٢ هو على الترتيب س ١، س ٢، فإنه يمكن حساب قيمة أ من المعادلة التالية:

وعندما يكون مجموع مربعات الفروق بين قيم ص المشاهدة وصَ المحسوبة أقل ما يمكن، فإن قيم ب1، ب٢ لابد وأن تحقق المعادلتين التاليتين:

يتضبح من المعادلتين ($^{\circ}$)، $_{\circ}$ 0 أن لدينا معادلتين في مجهولين هما ب 1، ب ٢ ويمكن حل هاتين المعادلتين بالطريقة الجبرية المعروفة كأن نضرب طرفى المعادلة ($^{\circ}$ 1) في محس $^{\circ}$ 1 والمعادلة ($^{\circ}$ 2) في محس $^{\circ}$ 1 مثلاً فتكون المعادلة ($^{\circ}$ 1) المعادلة ($^{\circ}$ 1) في مدس $^{\circ}$ 1 والمعادلة ($^{\circ}$ 2) في مدس $^{\circ}$ 1 والمعادلة ($^{\circ}$ 3) في مدس $^{\circ}$ 1 مثلاً فتكون المعادلة ($^{\circ}$ 4) في مدس $^{\circ}$ 1 مثلاً فتكون المعادلة ($^{\circ}$ 5) في مدس الم

$$u^{1}(\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T}) + u^{T}(\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T})$$

$$= (\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T})(\alpha)$$

$$u^{1}(\alpha - w^{T}) + (\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T}) =$$

$$(\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T})(\alpha - w^{T})$$

$$id_{C} = d_{C} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{D} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a}_{C} = \dot{a}_{D} \dot{a}_{D}$$

$$\dot{a$$

$$\frac{(n - w^{1} w) (n - w^{2}) + (1 + (n - w^{2} w)) (n - w^{2} w)}{(n - w^{2}) - (n - w^{2}) (n - w^{2})} = 1$$

$$(\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma}) - (\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma}) - (\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma})$$
 $(\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma}) - (\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma})$
 $(\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma}) - (\alpha - \omega^{\gamma} - \omega^{\gamma})$

إحسب معادلة إنحدار دس على س١، س٢ الموضحة بالجدول التالي:

ĺ	٨	٣	ŧ	٥	ص
	£	٧	٣	٦	۱ س
	٧	۲	٦	٥	س۲

الحل:

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

$$(\lambda - \omega^{2} \omega) (\lambda - \omega^{1}) - (\lambda - \omega^{1}) (\lambda - \omega^{1}) = (\lambda - \omega^{1})$$

$$(\lambda - \omega^{1}) (\lambda - \omega^{1}) - (\lambda - \omega^{1}) (\lambda - \omega^{1})$$

س۱ س۲	س ۲	س ۱	س٢ص	ساص	۳س	١س	ص
۳۰	40	77	40	٣.	٥	٦	٥
1.4	77	4	۲£	11	۲	٣	£
16	٤	£1	۲	71	۲	٧	٣
4.4	14	17	٥٦	7" 7	٧	£	٨
٩.	116	11.	111	90	۲.	۲.	٧.
					س ۲ ==	سُ١	صَ = ٥
					٥	o=	

$$\frac{9 \cdot \times 111 - 116 \times 90}{(9 \cdot) - 116 \times 11} = 1$$

$$\frac{\lambda \xi}{\lambda \xi} = \frac{999 \cdot - 1 \cdot \lambda T}{\lambda 1 \cdot - 170 \xi} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 170 \xi} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 170 \xi} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 11 \cdot \lambda 11} = \frac{1 \cdot \lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 11 \cdot \lambda 11} = \frac{1 \cdot \lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{1 \cdot \lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot - 171 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 1 \cdot \lambda 11} = \frac{\lambda \xi}{\lambda 11}$$

مثال (۸ - ۸):

أحسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول التالي:

٦	í	٥	٣	۲	ص
۲	7	٥	ŧ	۳	١س
٥	í	۲	٣	۲	س۲

الحل

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

$$7mY + 1mY + 1 = 0$$

حبث:

$$\frac{(nc w^{1} w) (nc w^{2} + y) + (nc w^{2} w) (nc w^{1} w)}{(nc w^{2}) - (nc w^{2}) (nc w^{2})} = 1$$

$$\frac{(\lambda - \omega^{1} \omega) (\lambda - \omega^{1}) - (\lambda - \omega^{1} \omega) (\lambda - \omega^{1} \omega)}{(\lambda - \omega^{1}) - (\lambda - \omega^{1}) (\lambda - \omega^{1})} = Y - \omega^{1} \omega^{1}$$

س۱ س۲	س" ۲	س' ۱	س۲ص	س١ص	س۲	١٠س	ص
١٨	77	٤	17	۲	٦	٣	۲
17	٩	٩	٩	11	٣	l t	٣
١.	£	70	١.	70	Y	. ه ا	٥
7 £	17	17	17	Y 6	£	٦	£
1.	40	77	۳۰	١٣	5	۲	٦
٧٤	٩.	٩.	٧٧	V4	۲.	٧.	۲.
						ص = ٤	س = ٤

$$\frac{V \times V \times P \times V \times P}{Y(V + 1) \times P \times P} = \frac{V \times V \times P}{Y(V + 1) \times P} = \frac{V \times V \times P}{V(V + 1) \times P} = \frac{V \times P}{V(V + 1) \times P} = \frac{V \times P}{V(V + 1) \times P} = \frac{V \times P}{V$$

مثال (٨ - ٩):

أحسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول

التالى:

7	٣	٥	£	۲	(10
٦	£	Y	٣	٥	س ۱
٣	٦	ŧ	۲	٥	۳۷س

الحل

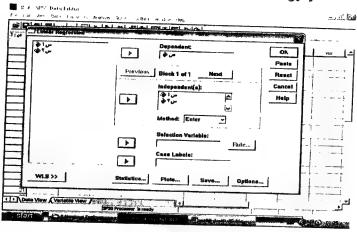
س ۲	س ۱	س۲ص	س ۱ ص	Yu	س۱	ص
40	40	1.	1.	٥	0	7
٤	4	۸	17	۲	۳	
17	٤	٧.	١.	£	Ÿ	
77	11	14	17	٦	£	۳
٩	٣٦.	1.6	. 77	۳	4	<u> </u>
4.	۹.	٧٤	۸.	٧.	٧.	

ولحساب معامل انحدار ص على س١، س٢ باستخدام برنامج SPSS

Regression Janalyze and a limit of the limit

شکل (۸ – ۰)

فيظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل التالى:



شکل (۸ – ۲)

وحيث أننا نريد إيجاد معادلة أنحدار ص على س ١، س ٢ فنضع ص في خانة المتغير التابع Dependent ونضع كلا من س ١، س ٢ في خانة Ok فنحصل على شاشة المخرجات التالية:

Coefficients^a

			dardized icients	Standardized Coefficients			
Model		В	Std. Error	Beta		Sig.	
1	(Constant)	6.182	3.145		1.965	.188	
	س1	6.061E-02	.567	.061	.107	.925	
	ر2	606	.567	606	-1.069	.397	

a. Dependent Variable: مدن

شکل (۸ -- ۷)

تمارين على الفصل الثامن

أحسب معادلات انحدرا ص على س وانحدار س على ص للبيانات

التالية:

						(1-1)
V	٧	٦	٥	٣	۲	<u>"</u>
٧	۲	٧	٦.	۳	٥	مں

						(Y - Y)
٥	٨	٧	٦	ŧ	٥	3
				-	4	

(t - h)

أحسب معادلات انحدار ص على س١، س٢ للبيانات التالية:

	٥	γ	٨	ŧ	٦	ص
-	7	ŧ	٥	٣	۲	۱ س
	7	Υ	٥	٣	٤	س۲

(0 - 1)

Y	٦	ŧ	٥	٨	ص `
٥	ŧ	٣	١	۲	۱۰۰۰
0	۲	٣	£	7	س۲

الفصل التاسع تحليل التباين Analysis of Variance



تحليل التباين

Analysis of Variance

تعتبر طريقة تحليل التباين من أهم الطّرق الإحصائية المستخدمة فى الدراسات والبحوث النفسية والتربوية ويهدف تحليل التباين إلى تحقيق الأغراض التالية:

- الكشف عن مدى تجانس العينات ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة.
- ٢- الكشف عن الفروق القائمة بين البنين والبنات سواء في القدرات
 العقلية أو السمات المزاجية أو النواحي التحصيلية.
- ٣ـ قياس مدى تجانس المفردات التى تتألف منها الاختبارات النفسية
 و التربوية.

هذا وتختلف وتتعدد طرق ووسائل هذا النوع من التحليل وسيتعرض المؤلفان في هذا الفصل للطرق العملية البسيطة التي تتصل اتصالاً مباشراً بميادين الدراسات والبحوث النفسية والتربوية.

الخواص الإحصائية للتباين:

- التباین هو متوسط مربعات الانحرافات أو هو مربع الانحراف المعیاری ع⁷.
- ٢- يستخدم تحليل التباين في قياس الفروق الفردية والفروق بين المجموعات.
- وذلك لأنه كما بينا فى الخاصية السابقة أن التباين يعتمد على مدى انحراف درجات كل فرد عن متوسط درجات الأفراد، أو مدى انحراف متوسط كل جماعة عن متوسط الجماعات.
 - ٣- جمع التباين.

إذا أثرت عدة عوامل مختلفة على ظاهرة معينة فإن تباين هذه العوامل يساوى حاصل جمع تبايز تلك العوامل. فإذا فرضنا أن العوامل المؤثرة على

الظاهرة هي أربعة عوامل وكان الانحراف المعياري لهذه العوامل هي ع١، ع٢، ع٤،

$$b_1 = 3^7 + 3^7$$

وهذه الخاصية تفيد فى معرفة أن التباين يمكن حسابه بمعرفة المجموع المجبرى لمكوناته، أما الانحراف المعيارى فإنه لا يخضع لمثل هذا النوع من التحليل وسبب ذلك أن ع لا تساوى ع ا + ع ٢ + ع ٣ + ع ٤

ويمكن توضيح هذه الفكرة بالمثال العددى البسيط التالى:

$$(\Lambda)^{\dagger} = (\Gamma)^{\dagger} + (\Lambda)^{\dagger}$$
 إذا كانت

فإن ۱۰ لا تساوى ٦ -- ٨.

٤- التباين الوزنى ومكوناته:

يسمى تباين المجموعات أو العينات بالتباين الوزنى، فقد يسمى متوسط تباينات تلك المجموعات أو متوسط متوسطات تباينات المجموعات تباينا وزنيا، ولحساب التباين الوزنى لدرجات عينتين من البنين والبنات فى أحد الاختبارات النفسية أو التربوية نطبق المعادلة التالية:

على التباين داخل المجموعتين أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة لمتوسطها. وبذلك يمكن حساب تباين البنين بالنسبة لمتوسط درجات البنين ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Within

Groups ويدل الرمز ق اعلى انحراف متوسط درجات المجموعة الأولى عن المتوسط الوزني للمجموعتين أي أن

ويدل الرمز ق٢ على انحراف متوسط درجات المجموعة الثانية عن المتوسط الوزني للمجموعتين أي أن:

$$\frac{0.05^{1} + 0.75^{1}}{0.05}$$
 ن اق $\frac{0.05^{1} + 0.05^{1}}{0.05^{1}}$ ن ا $\frac{0.05^{1}}{0.05^{1}}$

يدل على تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطهما الوزنى ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups.

٥- النسبة الفائية والدلالة الإحصائية:

(F. Ratro - Statistical Significance)

يعتمد تحليل التباين على مدى اقتراب التباين داخل المجموعات من التباين بين المجموعات أو مدى ابتعاده عنه.

$$Y$$
 التباین الکبیر $\frac{3^{1}}{4} = \frac{1}{4}$ حیث ع $Y > 3$

فإذا كانت قيمة ف غير دالة إحصائيا (أى أن قيمتها تقترب من الواحد) فإنه يمكن استنتاج تجانس المجموعات. والملحق رقم (٣) يوضح دلالة قيم (ف).

طريقة تحليل التباين الأحادي One Way Analysis of Variance

- داخل المجموعات) ذلك بحساب المربعات داخل المجموعات)
 المجموعات.
- ٢- حساب التباين الخارجي (بين المجموعات) وذلك بحساب المربعات بين المجموعات.

- حساب درجات الحرية التحويل تلك المربعات إلى التباين المقابل لها
 و الكشف عن الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية.
- حساب النسبة الفائية والكشف عن دلالتها الإحصائية وذلك للتعرف على
 مدى تجانس أو اختلاف تلك المجموعات.

الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين:

- ١- ينبغي أن يكون التوزيع التكراري لمجتمعات العينات هو توزيعاً معتدلاً.
 - ٢- ينبغي أن تكون العينات مأخوذة بطريقة عشوائية.
- ٣- اختيار عناصر المقارنة لأى مجموعة يكون مستقلاً عن العناصر لأى مجموعة أخرى.
- ٤. تباين المجموعات الجزئية للمجتمعات المتنوعة هو نفسه لكل المجموعات الجزئية أي أن المجموعات الجزئية متجانسة التباين.

أولا: تطيل التباين لمجموعتين:

مثال (٩ - ١)

الجدول التالى يبين در جات مجموعتين أحدهما من البنين والأخرى من البنات في أحد الاختبارات النفسية والمطلوب دلالة الفروق بين المجموعتين باستخدام تحليل التباين.

1.4	19	15	Y1	77	س ۱
10	1 £	۱۸	١٩	19	س۲

س ۲ ۲	س ۱	س۲	س۱
771	٥٢٩	19	77
۳٦١	111	19	7.
77 £	771	1.4	١٩
197	771	1 £	١٩
770	77 £	10	1.6
1577	7.17	٨٥	111

$$Y \cdot = \frac{1 \cdot \cdot}{0} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot + 1 \cdot \cdot} = 1 \cdot \cdot \cdot$$

$$1 \cdot \cdot \cdot \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot}$$

$$1 \cdot \cdot \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{0} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot}{1$$

(i) مجموع المربعات داخل المجموعتين = $0.13^{7} + 0.13^{7}$

ں .ع۲ = متوسط مربع الدرجات – مربع متوسط الدرجات =

$$= 3,397 - (17)^7 = 3,397 - 947 = 3,3$$

.. مجموع المربعات داخل المجموعتين = ١٦ + ٢٢ = ٣٨

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\frac{0 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 + 0 \cdot 1} = \frac{0 \cdot 1 \cdot 1}{1 + 0 \cdot 1}$$
المتوسط الوزنى لدرجات المجموعتين (م)

$$1 \wedge, \circ = \frac{1 \vee \times \circ + \vee \cdot \times \circ}{\circ + \circ} = \frac{\circ + \circ}{\circ + \circ}$$

$$1 \wedge, \circ = 1 \wedge, \circ - \vee \cdot = \circ$$

$$0 \wedge \cdot = 0 \wedge \cdot = 0$$

$$0 \wedge \cdot = 0 \wedge \cdot = 0$$

مجموع المربعات بين المجموعتين =
$$0 \times (0,0)^{7} + 0 (-0,0)^{7}$$
= $0.717 + 0.000$

(ج) درجات الحرية:

(١) درجات حرية مجموع المربعات الداخلية:

درجات حریة المجموعة الأولى = ن
$$1 - 0 = 1 = 3$$

درجات الحرية لمجموع المربعات الداخلية =
$$3 + 3 = 1$$

(٢) درجات حرية مجموع المربعات بين المجموعات:

(هـ) حساب النسبة الفانية:

(و) الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية:

درجات حرية التباين الكبير = ٢ – ١ = ١

 $\lambda = \Upsilon - 0 + 0 = 0 + 0 - \Upsilon = 0$ در جات حریة التباین الصغیر

بالرجوع للجداول الإحصائية يتضح أن قيمة التباين الدال إحصائيا عند مستوى الدلالة الإحصائية (٠,٠١) هي ١١,٢٦ وهي أكبر بكثير من قيمة ف في المثال الحالى:

وتستخدم الجداول الفائية F- Tables هي عبارة عن جداول لحساب نسبة التباين بدرجات الحرية بين المجموعات وداخل المجموعات عند مستويات الدلالة الإحصائية ١٠,٠٠ (معنى مستوى الدلالة ٥٠,٠ أى نسبة الشك ٥% ونسبة الثقة ٩٥%) ومستوى الدلالة ١٠,٠ يعنى أن نسبة الشك هي ١٨) وفي هذا النوع من الجداول تكون درجات الحرية الأفقية خاصة بدرجات الحرية بين المجموعات ودرجات الحرية الرأسية خاصة بدرجات الحرية داخل المجموعات.

وفى هذا المثال نجد أن قيمة ف لدرجات حرية (١) بين المجموعات، درجات حرية (٨) داخل المجموعات عند مستوى الدلالة ٠٠٠٠ تساوى ٢٣٠٥ وعند مستوى الدلالة ١٠٠٠ وبما أن قيمة ف المحسوبة فى هذا المثال أقل من هاتين الدرجتين فإن النتيجة توضح أن الفرق بين المجموعتين راجع المحدة فقط

إذن هذه النسبة لا تختلف في جو هرها عن الصفر وقيمتها ترجع إلى الصدفة و عليه فإنه لا توجد فروق جو هرية بين المجموعتين.

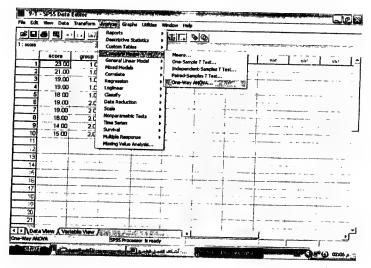
جدول (۹ - ۱): ملخص نتانج تحلیل التباین

مستوى الدلالة	ن	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
		٤,٥	۳۸	۸	داخل المجموعات
	£,V	77,0	44,0	١	بين المجموعات
			٦٠,٥	٩	المجموع

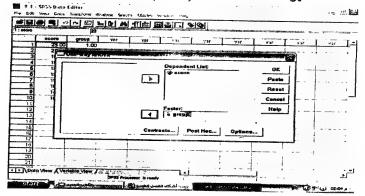
ولإجراء اختبار تحليل التباين الأحادى للمثال السابق (٩ - ١) باستخدام برنامج SPSS نتبع الخطوات التالية:

- نقوم بإدخال المتغيرين س ١، س ٢ فى شيت البيانات من Variable View و نختار مستوى القياس المناسب ثم ننتقل إلى Data View و نقوم بإدخال قيم المتغيرين س ١، س ٢ الموضحة فى جدول بيانات مثال (٩ ١) السابق. فى عمود واحد ونختار متغير آخر اسمه group.
- ٢- من قائمة Analyze نختار Compare means فتظهر لنا قائمة منصدلة فرعية نختار منها One Way Anova وهي اختصار الأحرف الأولى لتحليل التباين أحادى الاتجاه One Way Analysis of Variance.

ويوضح ذلك الشكل التالي (٩ _ ١):



شكل (٩ – ١) فتظهر لنا النافذة التالية شكل (٩ – ٢):



شکل (۹ -۲)

فنضع المتغير Score في خانة Dependent List والمتغير group في خانة Factor ثم نضغط Ok فنحصل على شاشة المخرجات التالية: ANOVA

SCORE

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig
Between Groups	22.500	1	22.500	4.737	.061
Within Groups	38.000	8	4.750		
Total	60.500	9			

شکل (۹ - ۳)

ويتضع من جدول تحليل النباين السابق أن قيمة ف (٤,٧٣٧) غير دالة إحصائيا حيث قيمة مستوى الدلالة المقبولة يجب أن تكون P < ٠,٠٥٠

و هو نفس الجدول الذي حصلنا عليه بالطريقة اليدوية كما هو موضع في جدول (٩ – ١)

مثال (٩ - ٢):

أوجد دلالة الفروق بين المجموعتين س١، س٢ الموضحتين بالجدول التالى وذلك باستخدام طريقة تحليل التباين:

٦	ŧ	٦	٨	٧	٥	س ۱
٩	٨	۲	٥	٧	٧	۲.س

لحل

س ۲	س ۱	س۲	104
٤٩	40	٧	٥
£ 9	1 44	٧	l v
70	74	٥	
#%	77	٦	ή
7 £	17	٨	
A 1	77	4	٦
Y + £	777	£Y	44

$$= \frac{r\gamma}{r} - \frac{r\gamma}{r} = \frac{r\gamma}{r}$$

$$3' Y = \frac{7 \cdot \xi}{\Gamma} - (Y)' = \frac{7 \cdot \xi}{\Gamma}$$

$$\frac{1\cdot}{3} = \frac{79\xi - 7\cdot\xi}{3} =$$

.. مجموع المربعات داخل المجموعتين = ن اع ا + ن ٢ ع ٢ ·

$$Y \cdot = \frac{1}{7} \times 7 + \frac{1}{7} \times 7 = \frac{1}{7}$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعتين:

$$(\cdot, \circ) \times 7 + (\cdot, \circ \cdot) \times 7 =$$

$$= 7 \times 97.0 + 7 \times 97.0 = 7$$

(ج) حساب درجات الحرية:

(د) حساب التباين:

$$\Upsilon = \frac{\Upsilon}{1}$$
 = ۳ = ۲- التباین بین المجموعات

جدول (٩ - ٢):

تلخيص نتانج تحليل التباين

ف	التباين	درجات الحرية	مصدر التباين
]	۲ .	١.	التباين داخل المجموعات
1,0	٣	11	التباين بين المجموعات
		11	المجموع

ثانيا: تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر

اتضبح لنا في الأمثلة السابقة طريقة تحليل التباين لمجموعتين وسنحاول في الأمثلة التالية أن نوضح صلاحية طريقة تحليل التباين لثلاث مجموعات أو

مثال (۹ – ۳):

إحسب النسب الفائية للفروق بين المجموعات الموضحة في الجدول التالى:

1.	٥	٣	س ۱
	1.	٤	س۲
	Λ	۲ .	س۳

الحل

س ۳	س ۲	س ۱	س۳	س۲	س ۱
٤	15	4	٧	ź	٣
7 £	1	40	٨	1.	٥
		1	i		١.
٦٨	117	172	1.	11	1.4

$$V = \frac{1!}{Y} = Y''$$

$$0 = \frac{1}{Y} = Y'''$$

$$3' 1 = \frac{1}{Y} = \frac{1}{Y} = \frac{1}{Y}$$

$$3' 1 = \frac{1}{Y}$$

ن، +ن،+ن،

7 + 7 + 7

$$7 = \frac{73}{V} = \frac{73}{V} = 7$$

مجموع المربعات بين المجموعات = ن اق ٢ + ن ٢ ق ٢ + ن ٣ ق ٢ ٣

: مجموع المربعات بين المجموعات =

$$Y(r-r)^{2} + Y(r-r)^{2} + Y(r-r)^{2} + Y(r-r)^{2}$$

(ج) حساب درجات الحرية:

١ ـ داخل المجمو عات =

٢ ـ بين المجموعات = ٣ - ١ = ٢

(د) حساب التباين:

مجموع المربعات داخل المجموعات عدد درجات الحرية

١ ـ التباين داخل المجموعات =

مجموع المربعات داخل المجموعات عدد درجات الحرية

٢_ التباين بين المجمو عات =

(ه) حساب النسبة الفانية:

جدول (۹ – ۳) تلخیص نتائج تحلیل التباین

	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
٧,٧٥	10,0	4.4	ŧ	داخل المجموعات
1,10	۲	£	٧ .	بين المجموعات
		11	7	المجموع

مثال (٩ - ٤):

أوجد الفروق بين المجموعات الثلاثة التالية بطريقة تحليل التباين:

	ź	٥	۲	٣	س۱
		7	٣	۲	<i>س</i> ۲
	<u> </u>	- ·	*	£	۳۰۰
1			<u> </u>		1 1

الحل

W 1	Y 1/ W	س ۱	۳۰۰	س۲	١س
		9	į	۲	٣
7,	•		٣	٣	۲
	1	7.0	۲	۲	٥
ı		1 14		,	£
	,			٧	١,
		0.0	1	١.	10

أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$\frac{1}{\sqrt{\frac{\omega}{\omega}}} - \frac{\sqrt{\omega}}{\omega} = 1$$

$$3^{7} = 1 - 11 = 7$$

$$\cdot, \xi = \xi - \xi, \xi = {}^{\tau}(\Upsilon) - \frac{\Upsilon \Upsilon}{\circ} = \Upsilon {}^{\tau} \xi$$

$$\frac{\gamma}{r} = \frac{\gamma \gamma_{-} \gamma_{0}}{r} = {}^{r}(r) - \frac{\gamma_{0}}{r} = {}^{r} \xi$$

مجموع المربعات داخل المجموعات

التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
١,٤	11	١.	داخل المجموعات
1,01	۳,۰۷	٧	بين المجموعات
	17.7	17	المجموع
	التباین ۱,۶ ۱,۵۶	1, £ 1 £ 1, 0 £ 7, 0 Y	1,£ 1£ 1. 1,0£ 7,.Y Y

مثال (۹ - ٥)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الثلاثة التالية باستخدام

تحليل التباين:

9	£	٦	١.	٥	٨	٧	س
7	٦	٩		1 •	٤	7	ص
			٩	۲	۸	٥	ع

الحل

ع'	ص'	س'	٤	ص	س
70	77	٤٩	٥	٦	٧
7.5	17	ጚዸ	٨	٤	٨
ź	1	40	۲	١.	٥
A1	40	١	٩	٥	١.
	۸۱	٣٦		٩	٦
	44	17		٦	£
	£	۸۱		۲	4
178	794	771	Y ti	٤٢	£ 9.

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{7} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{7} \cdot 7 + i \cdot 7 \cdot 3^{7} \cdot 7) = (i \cdot 1 \cdot 3^{7} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{7} \cdot 7) = 3^{7} \cdot 3^$$

$$3^{7} = 77 = 77 = 773 = 773 = 777$$

$$\forall 0,0 = 77 - \xi 7,0 = 7$$

$$^{\text{Y}}(V,\circ)$$
 المجموع المربعات داخل المجموعات = \times ۱۹۸ (\times) \times ۱۹۸ (\times) \times ۲۹۸ (\times)

$$= \frac{1/1 + \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1}}{\sqrt{1 + \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1}}} + \frac{1}{1} \times \frac{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\frac{7 \cdot 10^{7} \cdot 1 + 1 \cdot 70^{7} \cdot 7 + 1 \cdot 70^{7}}{10^{7} \cdot 1 + 1 \cdot 700^{7} + 1 \cdot 70^{7}} = \frac{11 \cdot 10^{7} + 10^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7} + 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7} \cdot 10^{7}} = \frac{110^{7}}{10^{7}} = \frac{1100^{7}}{10^{7}} = \frac{$$

$$0.7 = 7 = 3.7 = -3.0$$
 $0.7 = 7 = 3.7 = -3.0$

مجموع المربعات بين المجموعات =

$$(\cdot, \xi_{-})^{\xi_{-}} + (\cdot, \xi_{-})^{\xi_{-}} + (\cdot, \eta_{-})^{\xi_{-}}$$

$$= 70,7 + 71,17 + 37,0 = 47,3$$

(ج) حساب درجات الحرية:

١ - داخل المجمو عات ==

٢ - بين المجموعات = ٢ - ١ - ٢

(د) حساب التباين:

$$Y,18 = \frac{\xi, Y\Lambda}{Y}$$
 = عات = Y

جدول (٩ - ٥) تلخيص نتائج تحليل التباين

ف	التباين	مجموع المريعات	درجات الحرية	مصدر التباين
۸٫۸	7,11	£,YA	۲	بين المجموعات
^,,^	14,44	TAT	10	داخل المجموعات
		TVA, YA	17	المجموع

مثال (٩ - ٢) أوجد النسبة الفانية للفروق بين المجموعات الأربعة التالية بطريقة تحليل التباين:

٥	١	٤	٣	۲	س ۱
		١	٣	۲	س ۲
			١	٣	س٣
			۲	Y	س ٤

الحل

س' ٤	س ۳	س ۲	س ۱	س ٤	س۳	۳۷س	١س
٤	٩	٤	٤	۲	٣	۲	۲
£	١ ١	٩	٩	۲	١	٣	٣
		1	17			١	ź
			١,				١
			40				٥
٨	١.	١٤	٥٥	£	£	7	10
				سَ £≕۲	سُ۲=۲	سَ۲=۲	سَ1=٣

(أ) حساب مجموع المربعات (داخل المجموعات):

$$Y = 9 - 11 = {}^{7}(T) - \frac{00}{0} = 1 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - (T) - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - (T) - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - (T) - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - (T) - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - (T) - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - (T) - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = 7 {}^{7}S$$

$$Y = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = \frac{1}{T} = \frac{1}{T} - \frac{1}{T} = \frac{1}{T$$

= ن١ع ١ + ن٢ع ٢ + ن٣ ع ٣ + ن٤ع ٤

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\frac{(10)^{1} + (10)^{2} + (10)^{2} + (10)^{2}}{(10)^{2} + (10)^{2} + (10)^{2}} = \frac{100}{100}$$

$$\Upsilon,\Upsilon\Upsilon = \frac{\Upsilon q}{q} = \frac{\xi + \xi + 7 + 10}{q} =$$

$$1,77 = 7,77 = 7 = 7$$

$$= 0 \times 3 \wedge \cdot 7, \cdot + 7 \times \beta 3, \cdot 1 + 7 \times \beta 3, \cdot 1 + 7 \times \beta 3, \cdot 1$$

$$T, \xi V = Y, \eta \Lambda + Y, \eta \Lambda + \xi, \xi V + Y \xi, \eta = 0$$

(ج) درجات الحرية:

$$T = 1 - 2 = 3 - 7$$

$$Y_{-}$$
 بين المجموعات = $\frac{17, 27}{7}$

(هـ) حسا<mark>ب النسبة الفائية:</mark> التباين الكبير

جدول (۹ - ۳) تلخیص نققح تحلیل التباین

ن	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التهاين
	1,40	11.	٨	داخل المجموعات
7,07	1,14	17,17	۳	بين المجموعات
			11	المجموع

مثال (۹_۷)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات التالية باستخدام تحليل التباين:

		٧	1	س ۱
	١	٣	۲	س۲
	۲	٧	٦	س٣
		٧	۲	س ٤
٣	£	٣	۲	سه

الحل

س٥	س ؛	س۳	۳س	س۲	س₀	س ۽	س۳	۳س	۱س
ź	£	٣٦	£	١	۲	۲	٦	۲	١
٩	٤	£٩	٩	19	١ ٣ ,	۲	٧	٣	٧
17		£	١,٠		£		۲ .	١	
9					٣				
۳۸	٨	٨٩	1 £	٥,	17	٤	10	٦	٨
					س ه=۳	سَ ٤=٢	س ۳۰۰ ه	سَ۲=۲	س ۱=1

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$3^{Y} = \frac{3^{Y}}{7} - \frac{3^{Y}}{7} = 0^{Y} - 7^{I} = P$$

$$3^{Y} = \frac{3^{Y}}{7} - \frac{7^{Y}}{7} = V^{I}, 3 - 3 = V^{I}, .$$

$$9^{Y} = \frac{3^{Y}}{7} - \frac{7^{Y}}{7} = V^{I}, 3 - 3 = V^{I}, .$$

$$37 = 70 - 79,77 = \frac{70}{7} - \frac{10}{7} = 77,37$$

$$3^{\frac{1}{2}} = \frac{\lambda}{\gamma} - \frac{\lambda}{\gamma} = -i\alpha$$

$$0.00 = 9 - 9.00 = \frac{7}{2} - \frac{7}{2} = 0.00$$

مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$= 7 \times P + 7 \times V , \cdot + 7 \times V , \cdot + 7 \times \cdot + 3 \times 0, \cdot =$$

$$70 = 7 + . + 15 + 1 + 1$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

مجموع المربعات بين المجموعات =

$$^{\circ}$$
 $^{\circ}$ $$\frac{r}{1!} = \frac{20}{1!} = \frac{1}{1!}

$$^{7}\left(\frac{70}{15}\right)$$
 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7

$$\frac{7}{1}$$
 + $\frac{7}{1}$ + $\frac{7}$

$$\frac{1 \text{AVO}}{197} + \frac{\text{ATV}}{197} + \frac{\text{YEY}}{197}$$

جدول (۹ - ۷) ملخص نتانج تحليل التباين

اف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التبارن
	٠,٨٧٥	70	٤٠	داخل المجموعات
07,0				بين المجموعات
	٤,٦٠	۱۸,٤	í	
			i i	المجموع

و يمكن إجراء تحليل التباين الأحادي في المثال السابق (٩ - ٧) وذلك باستخدام برنامج SPSS الإصدار العاشر وما بعده كما يلي:

- ۱- نقوم بتحدید متغیرین من Variable View احدهما یسمی Score ویتم فیه ادخال درجات الخمس مجموعات ویکون من النوع Scale و الآخر یسمی group و هو متغیر اسمی Nominal لتمییز المجموعات س۱، س۲، س۳، س۶، س۶، س۰.
- ٢- ندخل من خانة Analyze نختار الأمر الفرعى Compare Means ثم نختار من القائمة Analyze و نتبع نفس الخطوات السابق توضيحها في مثال (٩ ١) كذلك يجب مراعاة تحقق الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين.

تحليل التباين الثناني Two Way Analysis of Variance

فى كثير من البحوث والدراسات النفسية التى تحاول اختبار أثر عاملين مستقلين على متغير تابع، كأن ترغب الدراسة فى التعرف على أثر دافعية الإنجاز والجنس (نكور أو اناث) على التحصيل الدراسى لطلاب الصف الأول الثانوى بالإسكندرية، فإن تحليل التباين الثنائي الذى هو يوضح أثر تفاعل دافعية الانجاز والجنس, ولحساب تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

- 1- نظم البيانات في جدول ر × حديث أن ر هي الصفوف وتمثل الطرق المختلفة من نوع المختلفة من نوع آخر.
- كل خلية في الجدول ينبغي أن تحتوى على نفس العدد (ن) من الملاحظات وعدد الخلايا هو v = c
- ٢- ربع كل صنف ثم أجمع كل الأفراد من كل الخلايا لتحسب أ، أ = محمر مربعات جميع الدرجات في كل الخلايا.
 - ٣- أجمع الدرجات الخام في كل خلية ثم أجمع كل الخلايا.

أجمع القيمة الناتجة من الخطوة ٣ والمجموع الكلى للدرجات وهذا يسمى

- د قیم ر د المختلفة في الخطوة ٣ ثم أجمع مجاميع الخلايا لكل صف (د ك).
- ٦- بعد استكمال الخطوة (٥) بالنسبة لكل صف، ربع كل قيم دك ثم أجمع الناتج مجر (٤٠).

إقسم مجموع المربعات مجد لك على حن

تساوى مجموع المربعات للصفوف.

- ٧ـ والآن ترجع للمقادير التي تم حسابها من الخطوة (٣) في هذه المرة يت
 حساب المجموع لكل عمود.
- ۸ـ بعد حساب مجموع كل عمود، ربع مجموع كل عمود وأقسم الناتج على
 رن.

٩- مرة أخرى ارجع إلى مجاميع الخلايا التى حسبت فى الخطوة ٣ وربع مجموع عناصر كل خلية لتحصل على المجموع الكلى هـ ربع هـ لكل خلية وأجمع الناتج لكل الخلايا.

١٠ - أوجد مجموع المربعات للتفاعل عن طريق

المجموع الكلى - مجموع الصفوف - مجموع الأعمدة - مجموع الخطأ.

١١- أدخل هذه المجاميع في جدول الملخص.

١٢ - أقسم مجموع الصفوف على ر - ١ لنحصل على تباين الصفوف.

١٢- أقسم مجموع الأعمدة على رد- ١ لنحصل على تباين الأعمدة.

11. إقسم مجموع التفاعلات على (ر - ۱) (ح- ۱) لتحصل على تباين التفاعل.

١٥ - إقسم مجموع مربعات الأخطاء على رح(ن - ١) لنحصل على تباين
 الخطأ.

-17

١٧ - فرص عدم وجود تفاعل يختبر بواسطة.

بدرجات حرية (ر - ١) (وح - ١)، رح (ن - ١)

وفيما يلى توضيح لأهم الرموز المستخدمة في التحليل:

س هي الدرجات بصفة عامة.

،س ١ هي الدرجات في العمود.

، س٢ هي الدرجات في الصفوف.

، سَ١ هي متوسط الدرجات في الصف.

، سَ٢ هي متوسط الدرجات في الصف.

،سَ هي المتوسط الكلي للدرجات.

ع ١ = تباين العمود.

،ع ٢ = التباين داخل الخلايا.

،ع ما ٣ = التباين بين متوسطات الصفوف.

،ع ٤ = تباين التفاعل، التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة.

حيث ع، ' هو تبآين الأعمدة (وينتج من الفروق بين متوسطات الأعمدة)، ع' ، هو التباين داخل الخلايا (وينتج من التباين بين الدرجات في داخل كل خلية).

$$\frac{3r}{\gamma} = \frac{3r}{3}$$

حيث ع م مى تباين الصفوف (وينتج من الفروق بين متوسطات الصفوف).

$$(7) \text{ is ange } \times \text{ ond } = \frac{3^{1/2}}{3^{1/2}}$$

حيث ع ، تباين التفاعل (وينتج من التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة).

درجات الحرية

أ× ب (7) درجات حرية الأعمدة × الصفوف = (عدد الأعمدة – 1) عدد الصفوف – 1).

- (٤) درجات الحرية بين الخلايا = مجر (عدد كل خلية ١)
- (°) درجات الحرية الكلية = عدد الأعمدة \times عدد الصفوف \times عدد العناصر في الخلية 1
 - (٦) ملخص البيانات في جدول يتخذ الشكل التالي.

جدول توضيحي ببين تلخيص نتانج تحليل التباين الثناني

مستوى الدلالة	نب	التباين	مجموع المربعات	د. ح	المصدر
					الأعمدة
}					الصقوف
					الأعمدة × الصغرف
					داخل الخلايا
					المجموع

مثال توضيحي:

أفترض أن الدرجات المبينة في الأمثلة السابقة ليست مأخوذة من ٣ عينات مستقلة من الطلبة، وأن فنات الطلاب الثلاثة تم تصنيفها على أساس اختبار قبلي. وأفترض أن البيانات التالية هي درجات كل مجموعة مكونة من ٦ طلاب تم اختيار هم عشوانيا وأن كل مجموعة تمثل طريقة تدريس مختلفة.

و الجدول التالي يوضح هذه البيانات:

طرق التدريس:

المجموع	المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسل
Yt	7	۸	1 .	1
7.7	٧	٦	4	۲
71	£	٨	4	٣
17	٣ .	٦ ١	٨	£
11	1	٣	٧	٥
17	٣	٥		٦
١٠٨	7 £	ያ " ኒ	£Λ	المجموع

١- نوجد مجموع المربعات بين المجموعتين (الأعمدة) وذلك كما سبق
 في الحالة الأولى.

أي مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\frac{(\Upsilon^{\gamma})^{\gamma}}{1} + \frac{(\Upsilon^{\gamma})^{\gamma}}{1} + \frac{$$

۲- نوجد مجموع مربعات الصفوف (الثلاثيات)
ای=
$$\frac{(27)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7}$$

$$\text{20,TT} = \text{32A} - \text{39T,TT} = \frac{\text{(1.A)}}{\text{1A}} - \frac{\text{(1T)}}{\text{T}} +$$

٣- المجموع الكلي للمربعات:

$$\frac{{}^{\prime}(1 \cdot {}^{\prime})}{1 \cdot {}^{\prime}} - {}^{\prime}({}^{\prime}) \dots + {}^{\prime}({}^{\prime}) + {}^{\prime}(1 \cdot {}^{\prime}) =$$

(مجموع ۱۸ مفردة)

نحسب خطأ مجموع المربعات (البواقي) - ٤

وهي عبارة عن المجموع الكلي للمربعات مطروحاً منيه مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع مربعات الثلاثيات

٥- نحسب در جات الحرية

درجات الحرية الخاصة بالتباين بين المجموعات =
$$T - 1 = T$$

درجات الحرية الخاصة بالتباين بين الثلاثيات = $T - 1 = 0$
درجات الحرية الخاصة بكل المفردات = $10 - 1 = 1$

∴ در جات الحرية الخاصة بالخطأ = ١٧ - ٢ - ٥ = ١٠

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بالجدول الآتى:

ن	التباين	درجات الحرية	مهموع المريعات	مصدر التهاين
	7 \$	۲	ŧ۸	بين الطرق
17,77		٥	\$9,77	بين الثلاثيات
	1,777	١.	17,77	الخطأ
		1 Y	1.7	المجموع

٦_ الدلالة الإحصانية الفانية:

وبالبحث في الجداول عن قيمة ف لدرجة حرية (٢) بين الطرق ودرجة حرية (١٠) عند مستوى ٠,٠٥ كانت ف = ٤,١٠ وعند مستوى ٠,٠١ کانت ف = ۲۰۰۲

وحيث أن قيمة ف في مثالنا هذا = ١٧,٣٧

من هنا نجد أن النسبة الفائية المحسوبة وهي ١٧,٣٧ تزيد عن قيمة ف الجدولية عند مستوى ٢٠٠١.

ن ف دالة إحصائيا عند مستوى ٠٠٠١.

طبيعة خطأ التباين The Nature of Error Variance:

إن طبيعة خطأ مجموع المربعات وبالتالي الخطأ في تقدير التباين يمكن أن يحسب بوضوح من المبادئ الأولية. ولهذا الغرض سنقوم بتحليل البيانات الأصلية مرة أخرى.

والبيانات الأصلية ومتوسط درجات الثلاثيات نوضمها في الجدول التالي:

متوسط الثلاثبات	مجموع ١١١	مجنوع اا	7.0	
۸,۰۰		11 53000	مجموع <u>I</u>	الثلاثيات
	, ,	۸ ۱	1.	1
٧,٠٣	٧	۱ ۱	•	j
٧,٠٠	£			1
۹,۳۷		2 1	۱ ،	٣
		١ ١	٨	٤
۳,۷٦	1 1	٣	v	
٤,٣٣	۳	٥		
	-		-	٦
	•		٨	المتوسط

المتو سط العام =

$$\frac{\lambda + \Gamma + 3}{\pi} = \Gamma$$

- تحذف الفروق بين الطرق المختلفة وذلك كالأتي:
- و توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل مجموعة.
- إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط المجموعة في هذه الحالة نقوم
 بطرح هذا الفرق من كل درجة من درجات هذه المجموعة:
 - وفي مثالنا هذا يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات المجموعة (I).
- إذا كان المتوسط العام يساوى متوسط المجموعة. في هذه الحالة تبقى
 درجات المجموعة كما هي وفي مثالنا هذا تظل درجات المجموعة (II)
 كما هي.
- إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط المجموعة. في هذه الحالة نقوم بإضافة الفرق إلى كل درجة من درجات المجموعة.

وفى مثالنا يجب إضافة ٢ إلى كل درجة من درجات المجموعة (III) وهذا يمكن توضيحه في الجدول الأتي:

البيانات محذوفة منها انفروق بين الطرق

		,,,,		
متوسط الثلاثيات	مجموع ۱۱۱	مجموع ۱۱	مجموع ا	الثلاثيات
۸,۰۰	٨	٨	٨	١
٧,٣٣	٩	٦	٧	7
٧,٠٠	٦	٨	٧	٣
۰,٦٧	٥	٦	٦	ا (
۳,۷٦	٣	٣	٥	٥
1,77	ه	ه	٣	٦
-,,,,	٦	٦	٦	المتوسط

- ٢- نحذف الفروق بين الثلاثيات وذلك كالآتي:
- توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل ثلاثية.
 - إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط الثلاثية

في هذه الحالة نقوم بطرح الفروق من درجات كل ثلاثية.

فمثلاً بالنسبة للثلاثية الأولى نجد أن المتوسط العام يقل عن متوسط الثلاثية بمقدار ٢.

معنى ذلك أنه يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات هذه الثلاثية.

• إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط الثلاثية في هذه الحالة فإن الفرق يضاف إلى كل درجة من درجات هذه الثلاثية و هكذا. ويمكن توضيح ذلك بالجدول التالى:

جدول بيانات موضحاً فيه القروق بين الطرق المختلفة مع إزالة الفروق بين الثَّلاثيات:

متوسط الثلاثيات	مجموع ١١١	مجموع اا	مجموع ا	الثلاثيات
٦	٦	٦	٦	1
٦	٧,٦٧	٤,٦٧	9,77	, v
٦	٧	٥	٦	*
٦	٥,٣٣	٦,٣٣	٦,٣٣	£
7	٥,٣٣	0,77	٧,٠٣	
٦	1,77	٧,١٧	7,17	٦
	٦	7	٦	المتوسط

المتوسط العام = ٦

وكما موضح بالجدول السابق نجد أن متوسطات الطرق ومتوسطات الثلاثيات قد تم الثلاثيات كلها متساوية ومعنى ذلك أن التباينات لكل من الطرق والثلاثيات قد تم حذفها. ورغم ذلك نجد أن الدرجات كلها ليست متساوية والتباين الباقى هو فى الواقع خطأ التباين.

وخطأ مجموع المربعات يمكن الحصول عليه بواسطة جمع متوسط المربعات الستة.

أى أن تباين الخطأ هو التباين الباقى عندما تتلاشى التباينات من كل المصادر وهي الطرق والثلاثيات في مثالنا هذا.

تحليل التباين للقياسات المتكررة (ANOVA. Ropeated Measures)

مقدمة:

يحتاج الباحثون في بعض الأحيان إلى إجراء أكثر من قياس لنفس المجموعة من المفحوصين؛ وقد يكون الهدف من ذلك دراسة التغيرات التي تطرأ على أداء أفراد هذه المجموعة بعد تلقيهم لمعالجة تجريبية معينة.

وفى مثل هذه الحالة نستخدم اختبار يسمى تحليل التباين المتكرر (Repeated Measures)، ويسمى متكررا لأننا نستخدم نفس الأفراد فى جميع القياسات بشكل متكرر.

ويشير حمزة دودين (۲۰۱۰) أنه في هذه الحالة لا توجد فروق بينية بين الأفراد (Between - Group Variance) نظراً إلى أننا نقيس الأفراد داخل المجموعة الوحيدة عدة مرات، ولكن هناك فروق فقط داخل المجموعة (Within - Group Variance) وهي بشكل أساسي بسبب الفروق الفردية المعروفة بين الأفراد.

(حمزة دودين، ۲۰۱۰: ص ۹۹)

مثال توضيحي:

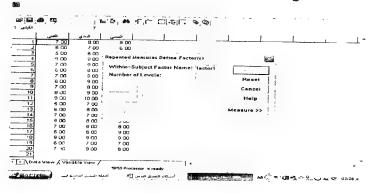
قام أحد الباحثين بتطبيق برنامج لتنمية التفكير على أحد المجموعات وقام بتطبيق اختبار التفكير على أفراد المجموعة قبل البرنامج مباشرة، وقام بتطبيقه مرة أخرى بعد البرنامج مباشرة، ثم طبقه على نفس المجموعة مرة ثالثة بعد مرور شهرين من النطبيق البعدى والجدول التالى يوضح درجات الطلاب بالمجموعة في مواقف القياس الثلاثة وعددهم عشرين طالب

التتابعي	البعدى	القبلى	م
۸	٨	٧	1
٦	٧	٦	4
٦	٦	٥	٣
۸	٩	٩	ŧ
٨	٩	٧	٥

التتابعي	البعدى	القبلي	<u> </u>
٨	٨	1	- F
٩	4] v [ċ
٨	٩	1	, ,
٨	٨		^
٩	4	1 , 1	,
٩	١.	ا ۽	11
٨	٧		17
٩	۸		
۸ (V		١٣
٩	Ā) £
۸	λ .		10
9	^	Y I	17
,	^		1 V
	3.	٩	1 A
, ,	y -	٦	19
^	٩	٧	۲.

والمطلوب حساب دلالة الفروق بين متوسطات درجات طلاب نفس المجموعة في فترات القياس الثلاث (القبلي - البعدي - التتابعي)

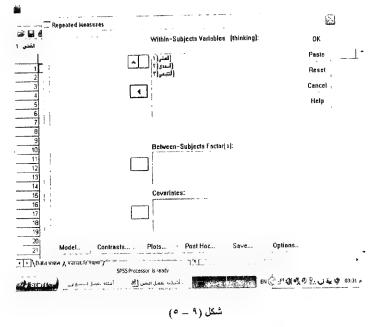
من قائمة Analyze ثم General Linear Model ثم Analyze من قائمة Measures ثم Measures



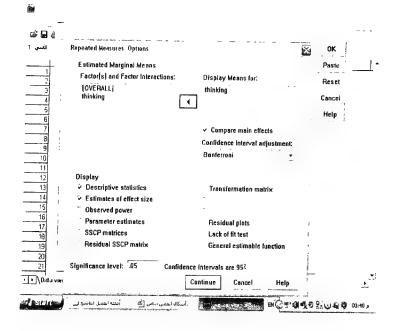
شکل (۹ – ٤)

يمكن تسمية المتغير الذى نقيسه مثلا thinking بدلاً من Factor 1 نحدد عدد فترات القياس وهى ثلاثة فى الخانة الفارغة أمام Number of Levels.

ثم نضغط على Define بعد أن أصبح نشطاً فتظهر لنا النافذة التالية شكل (٥-٩) :



- ننقل المتغير ات الثلاثة (القبلى -- البعدى -- التتابعى) إلى خانة (Within ننقل المتغير ات الثلاثة (Subject Variables) كما هو موضح في شكل (9 -- 9) السابق، وحيث أن المجموعة واحدة فقط فلا نضع شئ في خانة (Between Subjects Factor).
 - بالضغط على أيقونة Options فتفتح لنا النافذة التالية شكل (٩ -٦):



شکل (۹ – ۲)

- ضع المتغير thinking في خانة (Disply Means for).
- والإجراء المقارنات الثنائية بين الأوزان نختر (Compare main effects)
- والحفاظ على مستوى خطأ النوع الأول مع عدة مقارنات بدون زيادة نختر (Bon Ferroni) مثلاً.
 - ـ يمكن التأشير على (Descriptive Statistics)
 - ويمكن التأشير كذلك على (Estimate of effect size).
- ثم نضغط على (Continue) لترجع إلى النافذة السابقة، ثم يمكن الضغط على مربع (Plots) فتفتح الناذة التالية (9- ٦):

L	Repealed Measures Pr	ofile Plots	2	Paste
:	Factors: thinking	Horizontal Axis:	Continue	Reset Cancel
i	ĺ	Separate Lines:	Help	Help
	4	Separate Plots:		
	Plots: Add	1		
	No.			
		you disclosing the processing of the time.		
Model	Contrasts Pl	ots Post Hoc	Save Options	***

يمكن وضع المتغير thknkir.g في خانة (Horizontal Axis) ثم نضغط على OK. على المربع Add ثم ontinue لترجع إلى النافذة السابقة ثم نضغط على OK. النتائج:

الجدول الموضح بالشكل (١ - ٨) يوضح لنا أن في الاختبار متغير واحد هو التفكير thinking ومقاس ثلاث مرات Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE 1

Measure: MEASURE_I		
	Dependent	
THINKING	Variable	
1	القبلي	
2	لبعدي	
3	التبعي	

شکل (۹ - ۸)

ويوضح الجدول الموضح بالشكل (٩- ٩) نتائج الإحصاء الوصفي التالي:

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
القبلي	6.8000	1.19649	20
المعدي	8.1500	.98809	20
التتبعي	8.1000	.91191	20

شکل (۹ - ۹)

ويلخص الجدول وصفاً مختصراً لمتوسطات درجات الأفراد وعددهم ٢٠ طالب وكذلك الإنحراف المعياري وعدد الأفراد في كل فترة من فترات القاس.

ويلاحظ الفارق الواضح بين متوسط القياس القبلى، وكلاً من متوسط القياس البعدى، ومتوسط القياس التتبعى. أما الجدول النالى فيستخدم لافتراض الكروية (Sphericity) حيث يشير حمزة دودين (٢٠١٠) إلى أن هذا الافتراض يعنى أن تكون الارتباطات الثنائية بين مرات القياس الثلاثة متساوية أو متقاربة، ويمكن التحقق من ذلك من خلال اختبار (Mauchly)، كما هو موضح بالشكل (٩ - ١٠):

Mauchly's Test of Spheričity

Measure.	MEASURE 1

1							
						Epsilon	
		Approx			Greenhous		
Within Subjects Ef	∕lauchiy's W	Chi-Square	df	Sig.	e-Geisser	Huynh-Fe dt	ower-bound
THINKING	.724	5 810	2	055	784	842	.500

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed depender proportional to an identity matrix

b. Design Intercept

Within Subjects Design, THINKING

شکل (۹ - ۱۰)

وننتقل الآن إلى الجدول المهم الذي يمثل نتائج تحليل التباين الداخلي (Within - Subjects Effects) وفي حالة عدم تحقق افتراض (Sphericity)

a May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected ter Tests of Within-Subjects Effects table.

يمكن إهمال السطر الأول والشكل التالى (٩- ١١) يوضع نتيجة اختبار تحليل التباين لفترات القياس الموضحة في المثال التوضيحي السابق.

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

	pe III Su					artial Et
Source	f Square		ean Squa	F	Sig.	Squared
THINKING Sphericity As	23.433	2	11.717	28.002	.000	.596
Greenhouse-	23.433	1.568	14.949	28.002	.000	.596
Huynh-Feldt	23.433	1.684	13.918	28.002	.000	.596
Lower-bound	23.433	1.000	23.433	28.002	.000	.596
Error(THIN Sphericity As	15.900	38	.418			
Greenhouse-	15.900	29.784	.534			
Huynh-Feldt	15.900	31.990	.497			
Lower-bound	15.900	19.000	.837			

شکل (۹ - ۱۱)

وبعد أن وجدنا فرقا دالا إحصائيا فى درجات التلاميذ بين فترات القياس الثلاثة ربما يكون من المفيد تحديد فيما إذا كان هذا الفرق دالا إحصائيا بين التطبيق القبلى والبعدى أو بين التطبيق التبعى او بين التطبيق القبلى والتطبيق التتبعى وهذه المقارنات يوضحها الجدول التالى (٩ – ١٢):

Pairwise Comparisons

Measure:	MEAS	URE_1

		Mean Difference			95% Confidence Interval fo	
(I) THINKING	(J) THINKING	(L-J)	Std Error	Sig ^a	Lower Bound	Upper Bound
1	2	-1.350*	182	000	-1 827	- 873
	3	-1.300*	252	000	-1.962	- 638
2	1	1.350*	182	000	873	1 827
	3	5.000E-02	170	1.000	396	496
3	1	1.300*	.252	.000	.638	1 962
	2	-5.000E-02	.170	1 000	496	396

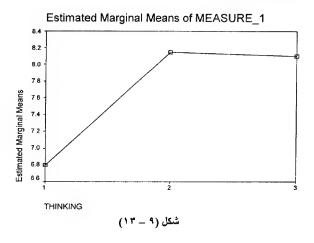
Based on estimated marginal means

شکل (۹ - ۱۲)

^{*} The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni

ومنه نلاحظ أن هناك فرقا دالة إحصائيا بين التطبيق القبلى والبعدى، وكذلك هناك فرقا دال إحصائيا بين التطبيق القبلى والتتبعى والشكل التالى (٩ - ١٣) يوضح ذلك.



الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية Statistical Signeficance

النسبة العرجة Critical Ratio اختبار "ت" Test "" اختبار فروض البحث العلمي Tests and Hypothses Testing

الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية

Statistical Signeficance

تهدف اختبارات الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى اقتراب المقاييس الإحصائية للمجتمع الأصل، ولذلك فإن الثقة تزداد في مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها أى أن الثقة في مقاييس العينة تزداد كلما كان انحرافها عن مقاييس المجتمع الأصل صغيرا.

ويستخدم الخطأ المعيارى Standard Error الذى يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس في ابتعادها أو اقترابها من مقاييس المجتمع الأصلى. ويمكن استخدام الانحراف المعيارى أيضاً لهذا الغرض.

الخطأ المعياري لمتوسط العينة:

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوانية الواحدة بالجذر التربيعى لتباين المتوسط ويكون حساب الخطأ المعيارى من إحدى المعادلتين التاليتين:

المعادلة الأولى:

المعادلة الثانية:

الخطأ المعيارى =
$$\sqrt{\frac{مد - 5}{\dot{0}}}$$

حيث مدح ملى مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، ن هي عدد أفراد العينة.

مثال (۱۰ – ۱)

إذا أخذت عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وحسب المتوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ١١٥ وحسب الانحراف المعيارى فكان ٢٦,٢٥ فأوجد الخطأ المعيارى؟

الحل:

الخطأ المعيارى =
$$\frac{3}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 الخطأ المعيارى = $\frac{77,70}{\sqrt{1.00}}$ = $\frac{77,70}{\sqrt{1.00}}$

الخطأ المعيارى للفرق بين المترسطين:

أولاً: إذا كان المتوسطان مرتبطان:

إذا كان متوسطا در جات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للحساب والآخر للهندسة هما س1، س1 وكانت در جات الطلاب في هذين المقررين مرتبطين وكان معامل الارتباط بينهما هو ر، فإذا كان الخطأ المعيارى لمتوسط در جات اختبار الحساب ع س1. وكان الخطأ المعيارى لمتوسط در جات اختبار الهندسة هو $\frac{3}{2}$ س2.

تأنيا: إذا كان المتوسطان غير مرتبطين:

إذا تم حساب متوسطى درجات مقرر الرياضيات لتلاميذ مدرستين أحدهما للبنين والأخرى للبنات فإنه لا يمكن حساب العلاقة بين درجات البنين ودرجات البنيات لأن الارتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب فى كل مرة نختبره فيها ودرجاته فى المرة التى تليها. ويمكن اعتبار أن ر= صفر فى هذه الحالة.

و عليه فإننا عوضنا في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين مرتبطين عن قيمة ر عن ميكون الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين غير مرتبطين كما هو مبين في المعادلة التالية:

 $3^{1/2} + 3^{1/2} + 3^{1/2}$ الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين غير مرتبطين = $m_{1/2} + m_{1/2} + m_{1/2}$

وفيما يلى يستعرض المؤلفان طرق حساب دلالة الفروق بين المتوسطين.

١ ـ النسبة الحرجة: Critical Ratio

لحساب دلالة الفرق بين متوسطين نحسب الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

الفرق بين المتوسطين النسبة الحرجة = الخطأ المعياري للفروق بين المتوسطين

فإذا كان المتوسطان مرتبطان فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطان $\sqrt{3 - 1}$ المتوسطين يكون $\sqrt{3 - 1}$ $\sqrt{3 - 1}$ المتوسطين يكون $\sqrt{3 - 1}$

حيث س ٢، س ٢ هما متوسطى درجات أفراد المجموعتين فى اختبارين، س ٢ع، س ٢ع هما الخطآن المعياريان للمتوسطين السابقين، ر هو معامل الارتباط بين درجات الاختبارين.

النسبة الحرجة =
$$\sqrt{3 + 3 \tilde{w}^{T} - 1 - \tilde{w}^{T}}$$

مثال (۱۰ - ۲)

إذا كان متوسط درجات مجموعتين مختلفتين من طلاب المدارس الثانوية بالمدينة المنورة في اختبار الذكاء هي:

متوسط ذكاء المجموعة الأولى ١٠٩ وانحرافه المعيارى ١٦,٨ ومتوسط ذكاء المجموعة الثانية هو ١٦,٨ وانحرافه المعيارى هو ١٦,٨ فاوجد النسبة الحرجة.

الحل:

المجموعتين غير مرتبطين لأنهما من مدرستين مختلفتين

$$\frac{1 \cdot 9 - 117}{1 \cdot 17, \lambda} = \frac{1 \cdot 7 - 11}{2 \cdot 17, \lambda} = \frac{1 \cdot 17, \lambda}{17, \lambda} = \frac{17, \lambda}{17, \lambda} = \frac{17, \lambda}{17, \lambda} = \frac{17, \lambda}{17, \lambda} = \frac{17, \lambda}{17, \lambda} = \frac{1$$

مثال (۱۰ ـ ۳)

إذا كان متوسطات در جات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للقراءة والأخر للتعبير هما ٣٤,٥،٣٤,٥ على الترتيب وكان الخطأ المعياري لدرجات الطلاب في القراءة هو ٦,٢ والخطأ المعياري لدرجات الطلاب في التعبير هو ٤,٨ وكان معامل الارتباط بين درجات الطلاب في اختباري القراءة والتعبير هو ٧,٠ فما هي النسبة الحرجة.

الحل

اختبار (ت) للفروق بين المتوسطات:

فى البحوث والدراسات التجريبية، يحصل الباحث على ملاحظات عن أفراد عينة البحث فإذا كان عدد هذه الملاحظات "ن" وكانت عينة الأفراد هى عينة عشوانية فإن تباين هذه العينة (ع) يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$3^{\prime} = \frac{(\omega - \omega)^{\prime}}{(\omega - \omega)^{\prime}}$$

وعدد درجات الحرية يساعد فى تحديد تباين العينة ومقدار درجات الحرية لعينة عدد أفرادها ن هى (ن - ١). وقبل شرح طرق حساب دلالة الفروق بين متوسطات باستخدام اختبار "ت" فإنه ينبغى على الباحث أن يتحقق من بعض الشروط الأساسية فى متغيرات بحثه.

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام اختبار "ت":

توجد عدة شروط أساسية ينبغى على الباحث أن يتحقق منها فى متغيرات بحثه قبل أن يستخدم اختبار "ت" فى حساب دلالة الفروق بين المتوسطات، وإلا فإن الناتج الذى يتوصل إليه الباحث لن يعبر عن الحقيقة. ولذلك فإن على الباحث أن يدرس متغيراته من النواحى التالية:

- حجم العينة.
- الفرق بين حجمي العينتين.
 - مدى تجانس العينات.
- مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث.

وفيما يلى عرض موجز لهذه الجوانب:

١ - حجم العينة:

حيث أن اختبار "ت" يصلح للعينات الصغيرة (ن<00)، فإنه يصلح أبضا للعينات الكبيرة والتى تصل فى بعض الأحيان إلى 1000 أو أكثر من ذلك وحتى ما لا نهاية (∞).

٢- الفرق بين عينتي البحث:

يجب ألا يكون الفرق بين عينتى البحث كبيرا جدا لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة "ت" وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر إلى حد كبير بدرجات الحرية.

٣- مدى تجانس العينتين:

يقاس التجانس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر ولكن يقاس بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة تسمى النسبة الفائية (ف) وترجع هذه التسمية إلى اسم واضعها هو العالم فيشر Fisher

وتكون العينة متجانسة تماماً إذا كانت ف = ١ وتعتبر العينة متجانسة إذا كانت قيمة "ف" غير جو هرية.

(٤) مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث:

معنى اعتدالية التوزيع التكرارى هو التحرر من الالتواء السالب أو الموجب والتوزيع الاعتدالى هو التوزيع الخالى من الالتواء. ويجب أن يكون التوزيعان التكراريان للعينتين اعتداليان.

وينحصر الالتواء بين - ٣ و + ٣ الذي يمكن حسابه من المعادلة التالية:

توزیع "ت" The "T" Distribution

إذا كان متوسط مجتمع الأصل هو م وكان متوسط العينة هو سَ فإن المعادلة التي تحدد قيمة "ت" هي:

حيث ع س هو الخطأ المعيارى لمتوسط العينة.

قيمة "ت" الناتجة لها توزيع معروف يسمى توزيع "ت" ويحسب مستوى دلالة قيمة "ت" من الملحق رقم (٤).

الحالات المختلفة لحساب قيم "ت":

١- دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين
 في عدد الأفراد.

طريقة الحساب:

- نوجد الفرق بين المتوسطين سَ $1 m^{2}$.
- نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين وتكون قيمته في هذه
 الحالة كما يلي:

نوجد قيمة ت المحسوبة وتساوى خارج قسمة الفرق بين
 المتوسطين على الخطأ المعيارى.

وتستخدم هذه الطريقة للأعداد الصغيرة والأعداد الكبيرة على السواء. مثال (1-2)

أحسب قيمة ت لمتوسطين غير مر تبطين إذا علم أن:

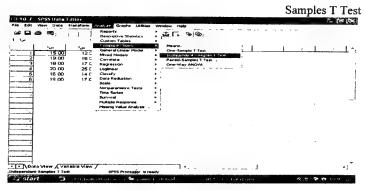
$$17 \cdot = 7i \cdot 1 \cdot \cdot = 1i$$

الحل

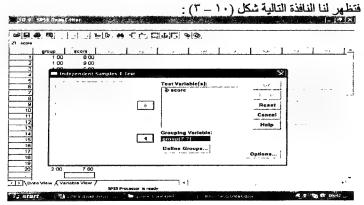
$$\frac{1}{(\frac{1}{N} + \frac{1}{N})} \qquad (\frac{7}{2} + \frac{1}{1} + \frac{1}{1}) \qquad (\frac{7}{2} + \frac{1}{1} + \frac{1}{1}) \qquad (\frac{1}{1} + \frac{1}{1} + \frac{1}{1})$$

(٢) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساويتين في عدد الأفراد: لحساب قيمة "ت" في هذه الحالة نتبع الخطوات السابقة ولكن باعتبار أن ن ١ = ن ٢ = ن. في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين

ولحل نفس المثال السابق باستخدام برنامج SPSS فإننا نقوم بتحديد متغيرين أساسين في Variable View أحدهما يسمى group وهي متغير اسمى Nominal لتصنيف أفراد المجموعتين مثلاً يأخذ القيم (١) للدلالة على المجموعة الأولى، (٢) وذلك للدلالة على المجموعة الثانية. و المتغير الثانى يسمى مثلاً Score وهو من النوع Scale وذلك للدلالة على درجة كل تلميذ ومن قائمة Analyze نختار Compare Means ثم نختار من القائمة المنسدلة كما يوضح ذلك الشكل التالى (۱۰ – ۲): - Independent

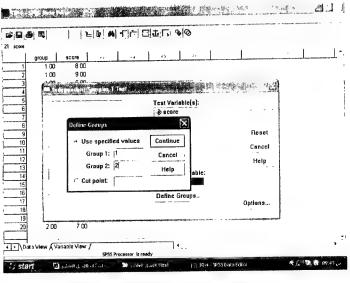


شکل (۱۰ - ۲)



شکل (۱۰ – ۲)

وكما يوضح الشكل السابق يطلب منك البرنامج تعريف المجموعتين الضابطة والتجريبية مثلاً، ولتحقيق ذلك نضغط على مربع Define groups كما يوضح ذلك الشكل التالى شكل (١٠ - ٣):



شکل (۱۰ – ۳)

فننقل المجموعتين ۱، ۲ إلى الخانتين Group 2, Group 1 حتى يميز البرنامج استقلال درجات المجموعتين ثم نضغط مربع Continue فنجد أن مربع Ok أصبح نشط فنحصل على شاشة المخرجات الخاصة بالمثال.

مثال (۱۰ -۵)

أحسب قيمة ت لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

$$1 \wedge \cdot = 1$$
س $1 = 1$ س $1 = 1$ ن $1 = 1$ ن $1 = 1$

(٣) دلالة الفرق بين متوسطين غير متجانسين وغير مرتبطين:

إذا كان عدد أفراد مجموعة (١) هو ن١ ومتوسطها س١ وكان عدد أفراد مجموعة أخرى (ب) هو ن٢ ومتوسطها س٢ فإذا كان الانحراف المعيارى للمجموعة (أ) هو ع١ والانحراف المعيارى للمجموعة (ب) هو ع٢ فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يحسب من المعادلة:

$$\frac{37}{10} + \frac{37}{10} + \frac{37}{10}$$
 الخطأ المعيارى = $\sqrt{\frac{37}{10}}$

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٩٨ تلميذا في أحد المدارس المتوسطة بالمدينة المنورة هو ١٠٢ بانحراف معياري قدره ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة مكونة من ٢٧ تلميذة بأحد المدارس المتوسطة للبنات

بالمدينة المنورة أيضاً هو ١٠٠ بانحراف معيارى قدره ١٢ فما قيمة "ت" للفرق بين المتوسطين؟

$$\frac{3^{\prime}}{\sqrt{7}} + \frac{3^{\prime}}{\sqrt{7}} = \frac{7}{\sqrt{7}} = \frac{7}{\sqrt{7$$

(٤) دلالة الفرق بين متوسطين مرتبطين:

إذا أعيد إجراء نفس الاختبار على مجموعة الأفراد فى وقت آخر كما يفعل الباحث عند حساب ثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة "ت":

حيث س ف هي متوسط الفروق بين در جات المجمو عتبن

محح ح ف هى مجموع مربعات انحرافات الفروق بين الدرجات عن متوسطها وهذه الطريقة تقتضى أن يكون عدد أفراد العينتين متساويتين وذلك لأن الدرجات المتناظرة فى العينتين مرتبطة.

مثال (١٠ – ٧) احسب قيمة "ت" للفرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى:

19	17	۲.	1.6	19	10	س ۱
17	١٤	70	17	17	17	۳س

ح ۲ ف	ح ن	الفروق بين الدرجات (ف)	س۲	۱۰س
£	۲	۳	1 7	10
ź	*	1 " 1	17	19
٠	•	1 ,	1 7	1 /
77	٦_	0_	Y 0	٧.
١ [1	۲ ا	١٤	17
١ ١	1	1 1	17	19
٤٦		1	1.1	1.7

$$\frac{1}{\sqrt{\frac{1}{1,07}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{1,07}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{1,07}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1,07}}$$

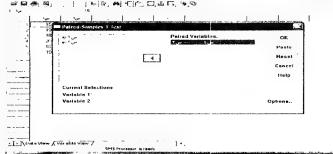
$$= \frac{1}{\sqrt{1,07}}$$

ولحل نفس المثال السابق (١٠ – ٧) باستخدام برنامج SPSS يمكن إتباع الخطوات التالية:

- ا نقوم بادخال البیانات س،، س، فی عمودین مستقلین کل عمود یمثل در جات مجموعة مثلاً س ۱ التطبیق القبلی، وس۲ التطبیق البعدی.
- ٢- من قائمة Analyze نختار Compare Means ثم نختار من القائمة المنسدلة Taralyze عما يوضع ذلك الشكل التالي شكل Paired Samples T

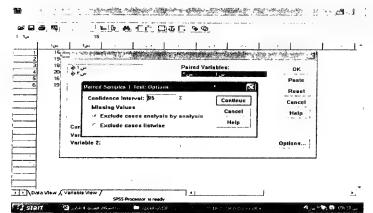


شكل (۱۰ ـ + 4) ٣- فتظهر لنا النافذة الثالية شكل (۱۰ ـ - 0): . هماله . . . بالمافذة الثالية شكل (۱۰ ـ - 0): . هماله . . . بالمافذة الثالية شكل (۱۰ ـ ـ 0):



شکل (۱۰ – ٥)

٤- ويمكن الضغط على مربع Options فيظهر لنا النافذة التالية شكل (١٠٠):



شکل (۱۰ – ۲)

ويمكن منها تحديد فترة الثقة المطلوبة سواء ٩٩% أو ٩٩% ثم نضغط
 OK فنحصل على شاشة المخرجات التالية شكل (١٠ – ٧):

Paired Samples Test

	Paired Differences						
			interva	nfidence Il of the			
Mear	l l	td. Erro Mean	Lower	Upper	t	df	ig. (2-taile
11.000 - سPair 2	3.03315	.23828	2.1831	4.1831	.808	5	.456

شکل (۱۰ – ۷)

ويتضح أن مستوى الدلالة ٠,٤٥٦ أى أكبر من ٠,٠٥ بالتالى فإن قيمة ت (٠,٨٠٨) وهى نفسها التى حصلنا عليها من حل المثال يدويا ولكنها غير دالة إحصائيا.

اختبار فروض البحث العلمى:

يقصد بالفرض العلمى أنه حل مقترح لمشكلة البحث، هذا الحل يصوغه الباحث صياغة واضحة دقيقة بحيث لا تعطى أكثر من معنى واحد ولا يتضمن اكثر من علاقة واحدة يمكن اختبار مدى صحته بطريقة إحصائية.

ويمكن تعريف الفرض العلمى على أنه تفسير محتمل للعوامل التى يحاول الباحث فهمها، ويمكن اعتبار أن الفرض هو مجرد تعميم مبدئي تظل صحته وصلاحيته موضع اختبار.

خصائص الفرض العلمى:

ينبغي أن يتوفر في الفرض العلمي الشروط التالية:

- ۱- أن يكون لكل فرض إجابة صحيحة واحدة ولا يحتمل أكثر من إجابة واحدة.
- ٢- أن يكون الفرض العلمى بسيطا فى صياغته وأن يقدم أبسط حمل المشكلة.
- "- ينبغى ألا يتعارض الفرض مع الحقائق التي تم التوصل إليها عن طريق البحث العلمي.
 - أن يكون للفرض قوة تفسيرية.
 - ٥- أن يوضح الفرض علاقة بين متغيرين أو أكثر
 - آن يكون الفرض العلمي واضح الصياغة ومحدود المعنى.
- ان يصاغ الفرض بطريقة تسمح باختباره إحصائيا أو بطريقة تمكن
 الباحث من قياس احتمال وجوده في الواقع.
- ٨- يجب أن يكون الفرض العلمي مبنياً على معلومات أو إطار نظري يستمد
 منه أحد جو انبه.
- ٩- يجب أن يتناول الفرض العلمى علاقة محدودة بين متغيرين بحيث يمكن
 ملاحظة هذه العلاقة و قياسها.

البيانات الإحصائية والفروض العلمي:

تحتوى البيانات الإحصائية على المعلومات الموجودة فعلا أما الفروض فتتناول ما يتوقع الباحث وجوده، والفرض العلمى يتسم بالجدة وافتراض علاقات محتملة بين المتغيرات التي تتضمنها مشكلة البحث. أما البيانات الاحصائية فتعتبر الأدوات التي تساعد الباحث على اختبار الفروض وإثبات درجة احتمالها ووجودها في الواقع وتوجد عدة طرق لصياغة الفروض منها ما يلى:

- ١- فروض موجهة تبحث علقات طردية أو علاقات عكسية أو فروق
 جو هرية بين المتغيرات.
 - ٢- فروض غير موجهة مثل الفروض التساؤلية أو الفروض الصفرية.

والفرض الصفرى ينص على عدم وجود العلاقات الجوهرية بين المتغيرات أو عدم وجود الفروق ذات الدلالة الإحصائية بين متوسطى درجات المجموعة الأولى والمجموعة الثانية (أى أن سَ $1 = w^{\gamma}$).

أنواع الفروض العلمية:

يوجز المؤلفان أهم أنواع الفروض العلمية فيما يلى:

١ ـ الفروض الاستقرانية Inductive Hypotheses:

فى هذه الحالة يقوم الباحث بصياغة فروض بحثه على هيئة تعميمات الملحوظة بين المتغيرات. أى أن الباحث يقوم بملاحظة السلوك والانماط والعلاقات المحتملة. ثم يفترض توضيحات لهذه الملحوظات، وبالطبع فإن عملية الاستدلال Reasoning ينبغى أن تكون مواكبة لدراسة البحوث السابقة لتحديد النتائج التى توصل إليها الباحثون الأخرون فى اختبار مثل هذا الفرض. والطريقة الاستقرائية تفيد الباحث من الناحية العملية. فالباحث يلاحظ سلوك المفحوصين الذين يمثلون أفراد عينة بحثه ويحاول بعد ذلك استقراء المعلومات ومحاولا صياغة تعميمات يحاول بواسطتها توضيح العلاقات التى تمت ملاحظتها.

٢- الفروض الاستنباطية Deductive Hypotheses:

الفروض التى تشتق من بعض التعميمات المرتبطة بالعلاقات أو التى تستنبط من الإطار النظرى للبحث تتميز بانها يمكن أن تؤدى إلى تعميمات أكثر للمعلومات، فالفرض الذى يشتق من نظرية يعرف بالفرض الاستنباطى. وهذا النوع من الفروض تم صياغته فى ضوء استقراء بعض الحالات الضرورية والخروج منها ببعض التعميمات التى تقبل الاختبار الإحصائى والتى يمكن أن تسمى فروضا علمية. ومثل هذه الفروض يمكن صياغتها من خلال الخبرات المباشرة للباحثين الناتجة عن احتكاكهم بالمواقف المتباينة، ولأن مثل هذه الفروض يمكن محددة فإنها تغيد فى حل بعض المشكلات المعينة و على نطاق ضيق ولكنها قد تقود إلى سلسلة من الاستنتاجات المشكلات المعينة و على نطاق ضيق ولكنها قد تقود إلى سلسلة من الاستنتاجات المفيدة والتى تصلح لتفسير الظواهر بدرجة محددة.

اختبار صحة الفروض العلمية:

ينبغى على الباحث أن يختار الطرق الإحصائية المناسبة لاختبار كل فرض من فروض البحث، وتعتمد الطريقة الإحصائية على نوع الفرض العلمى، فالطريقة الإحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الذي يبحث علاقة بين متغير بن تختلف عن الطريقة الإحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الذي يبحث الفرق بين مجموعتين من الأفراد في متغير معين، كالمقارنة في مفهوم يبحث الفرق بين مجموعتين من الأطفال والمراهقين مثلاً. فالنوع الأول من الفروض الذي يبحث العلاقات بين المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا باستخدام أي طريقة من طرق حساب معامل الارتباط حسب نوع البيانات وحسب الهدف من البحث. والنوع الثاني من الفروض الذي يبحث الفروق بين المجموعت في متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا عن طريق استخدام متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا عن طريق استخدام معادلة النسبة الحرجة المناسبة أو معادلة اختبار "ت" المناسبة حسب طبيعة البيعة العينة وخصائصها.

تمارين على الفصل العاشر

(1-1.)

إذا كان متوسط درجات ٣٥ تلميذا في مادة الحساب هو ٧٨ درجة بانحراف معياري قدره ١٠ في الامتحان النصفي بأحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة وفي الامتحان النهائي كان متوسط درجات هؤلاء التلاميذ هو ٨٢ درجة بانحراف معياري قدره ١٢. هل الفرق بين درجات التلاميذ في الاختبارين له دلالة إحصائية إذا كان معامل ارتباط بين درجات التلاميذ في الامتحانين هو ٧٠٠٧.

(Y-1.)

أحسب قيمة "ت" لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

(T-1.)

أحسب قيمة "ت" لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

(t-1)

إذًا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٥٠ تلميذا في أحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة هو ١٠٠ بانحراف معياري قدره ١٢ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة أخرى من التلميذات بأحدى المدارس الابتدائية للبنات مكونة من ٤٠ تلميذة هو ٨٩ بانحراف معياري قدره ١٣ فما قيمة "ت" للفرق بين المتوسطين؟.

أوجد أيضا النسبة الحرجة "ح" للفرق بين المتوسطين وقارن بين النتيجة في الحالتين.

الفصل الحادي عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات The X² Test

الفصل الحادي عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات The X² Test

تعتبر اختبار كا وتكتب باللاتينية X^2 وتنطق كاى اسكوير) من أفضل الاختبارات الإحصائية التى تستخدم فى حساب دلالة الفروق بين التكرارات والنسب المنوية. وتستخدم كا لحساب دلالة فروق البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار أو نسب منوية وتقوم فكرتها الأساسية على قياس مدى اختلاف التكرار ال المتوقعة أو المحتملة الحدوث.

وهذا الاختبار يتميز بالخصائص التالية:

- ١ـ لا يمكن أن تكون قيمة كا مالبة لأنها تساوى مجموع مربعات الفروق التى تكون موجبة دائما.
- ٢ـ قيمة كا تساوى صغر فقط فى بعض الحالات غير العادية التى تكون فيها التكرارات المحسوبة مساوية للتكرارات المتوقعة (كم = كن).
- ٣- إذا كانت العوامل الأخرى متساوية فإن قيمة كا تزيد كلما زادت الفروق
 بين التكرارات المتوقعة والتكرارات المحسوبة.
- ٤- لا تتحدد قيمة كالله بالفروق بين التكر ارات وحدها ولكنها تحدد بمقدار هذه الفروق بالنسبة لقيمة التكر ارات المتوقعة.
- هـ تعتمد قيمة كا على عدد الاختبارات المتاحة وكلما زاد عدد الاختبارات كلما زادت قيمة كا .

طرق حساب کا۲

تحسب قيمة كالمن المعادلة التالية:

حيث كم هي التكرار المشاهد، كن هي التكرار المتوقع

ويمكن الكشف عن مستوى الدلالة الإحصائية لقيمة كا أ من الملحق رقم (٥). مثال (١١ ـ ١):

إحسب كا للاللة الفرق بين استنتاجات ١٠٠ طالب على سؤال فى استفتاء بحيث كانت الإجابة عنه إما موافق أو غير موافق وكان عدد الذين أجابوا غير موافق ٥٢.

$$0. = \frac{1..}{Y} = \frac{8}{3}$$

$$0. = \frac{1..}{Y} = \frac{8}{3}$$

$$0. = \frac{1..}{Y} = \frac{8}{3}$$

$$0. = \frac{1..}{Y} = \frac{$$

مثال (۱۱ - ۲):

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد استطلاعات الرأى وكانت إجابة ٦٠ منهم بنعم وإجابة ٢٠ بلا إحسب كاللفروق؟

$$\frac{2l^{7}}{2l} = \frac{2l^{7}}{2l}

الطريقة المختصرة لحساب كا للجدول التكراري (١ × ٢):

إذا كان تكرار الاستجابة الأولى هي ك، وكان تكرار الاستجابة الثانية هي ك٢ على سؤال من أسئلة استبيان مثلاً فإن كا٢ تحسب من المعادلة التالية:

مثال (۱۱ – ۳):

إحسب كا للبيانات الموضحة بالمثال السابق (١١ - ٢) باستخدام الطريقة المختصرة.

الحل:

$$\xi = \frac{\xi \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta \cdot)}{\xi \cdot + \zeta \cdot} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta \cdot)}{\xi \cdot + \zeta \cdot} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta \cdot)}{\xi \cdot + \zeta \cdot} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta \cdot)}{\zeta(\xi \cdot - \zeta \cdot)}$$
مثال (11 – 3)

في استفتاء للرأى العام تبين أن ٨٠ عاملاً يحبون مزاولة الأعمال

فى استفتاء للراى العام نبين ان ٨٠ عاملاً يحبون مراوله الاعمــ اليدوية بينما يكره ٢٢٠ عاملاً مثل هذه الأعمال إحسب كا للفروق.

الحل:

$$\frac{2J'}{2J'} = \frac{\frac{(-1)^{2}}{2J'}}{\frac{2J'}{2J'}} = \frac{2J'}{2J'}$$

$$= \frac{(-1)^{2}}{2J'} = \frac{(-1)^{2}}{2J'} = \frac{(-1)^{2}}{2J'}$$

$$= \frac{197...}{2J'} = \frac{197...}{2J'}$$

الطريقة العامة لحساب قيمة كا لجداول التكرارات (١ × ن):

تستخدم المعادلة العامة لحساب قيمة كا بالنسبة لجداول التكرارات: والمثال التالى يوضح استخدام هذه المعادلة لمثل هذه التكرارات:

مثال (۱۱ – ٥)

كانت استجابات ٣٠ طالب على أحد أسئلة مقياس للاتجاهات ذات ثلاث إجابات (موافق – لا أدرى – معارض) كما هو موضح في الجدول التالي:

إحسب كا للفروق بين هذه الاستجابات؟

مد ك	معارض	لا أدرى	موافق	الاستجابة
۳۰	17	۲	17	التكرارات (ك)

الحل

$$|\text{lize}(t)| \text{ that } test = \frac{\cot(t^2 - t^2)^{\frac{1}{2}}}{t^2}$$

$$|\text{lize}(t)| \text{ that } test = \frac{t^2 - t^2}{t^2} + \frac{t^2 - t^2}{t^2} + \frac{t^2 - t^2}{t^2} + \frac{t^2 - t^2}{t^2}$$

$$|\text{light}| + \frac{t^2 - t^2}{t^2} + \frac{t^2}{t^2} + \frac{t^2}{t$$

فى استبيان كان تكرار القبول ٧٠ وتكرار الرفض ٥٠ أحسب كا للفروق بين هذه الاستجابات؟

الحل

$$\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot} + \frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot} = \frac{7(7 \cdot - \circ \cdot)}{7 \cdot} + \frac{7(7 \cdot - \vee \cdot)}{7 \cdot} = 7 \times 10^{-1}$$

٠,٣٣ =

مثال (۱۱ – ۷)

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد الاستفتاءات وكان تكرار القبول ٢٠٠ و تكر ار الرفض ٤٠ فما قيمة كا للفروق بين الإجابات؟

الحل

حساب كا 7 للفرق بين التكرارات في الجدول التكرارية $(Y \times Y)$:

$$\frac{1 \cdot \cdot}{\circ \cdot} + \frac{1 \cdot \cdot}{\circ \cdot} + \frac{(\circ \cdot - \xi \cdot)}{\circ \cdot} + \frac{(\circ \cdot - 7 \cdot)}{\circ \cdot} = \text{IS}$$

2 =

إذا كان لدينا جدول تكرارى (1×1) كالجدول التالى:

ب	ſ
د	÷

فإننا نجمع الصفوف والأعمدة كما هو موضح في الجدول التالي:

ا+ب	ب	1
ج + د	7	÷
ݖ	ب + د	ا+ج

فتكون التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول التكراري

السابق هي:

التكرار المتوقع للخلية أ =
$$\frac{(i+\nu)(i+\epsilon)}{\dot{i}}$$

التكرار المتوقع للخلية \dot{i} = $\frac{(i+\nu)(\nu+\epsilon)}{\dot{i}}$

التكرار المتوقع للخلية \dot{i} = $\frac{(\dot{i}+\epsilon)(i+\epsilon)}{\dot{i}}$

التكرار المتوقع للخلية \dot{i} = $\frac{(\dot{i}+\epsilon)(\nu+\epsilon)}{\dot{i}}$

ثم نكمل الحل بالطريقة العامة لحساب كالا للفروق بين التكر ار ات. مثال (۱۱ - $^{\Lambda}$) الفروق بين التكرارات الموضحة بالجدول التالى:

٣٧	٣٥
٣٤	1 £

ا بر پ	ب	†
۷۲	۳۷	70
ج + د	ک	- -
۸ غ	۲	1
ن	ب + د	ر + ا
۱۲۰	۷۱	د ع

$$19,7 = \frac{\cancel{3} \times \cancel{8}}{\cancel{3}} = 19,7 = \frac{\cancel{3} \times \cancel{9}}{\cancel{3}}$$

$$Y\lambda, \xi = \frac{Y\lambda \times \lambda}{1Y}$$
 (د) = λ, ξ

$$\frac{\sqrt{(\xi \gamma, 7 - \gamma \gamma)}}{\xi \gamma, 7} + \frac{\sqrt{(\gamma \gamma, \xi - \gamma \circ)}}{\gamma \gamma, \xi} = \sqrt{\zeta}$$

+
$$\frac{(31-7,7)^7}{19,7}$$
 + $\frac{(37-3,77)^7}{19,7}$ + $\frac{7,7}{19,7}$ + $\frac{19,7}{19,7}$
حيث Ø تنطق فاي وقيمتها تحدد من المعادلة

$$0 = \frac{1c - \psi + \frac{1c - \psi + \frac{1c - \psi + \psi}{(1 + \psi)(+ + \psi)(+ + \psi)}}{\sqrt{(1 + \psi)(+ + \psi)(+ + \psi)(+ + \psi)}}$$
مثال (11 – ۹) بالطريقة المختصرة؟.

تم سؤال • • • ٥ طالب من طلاب أحد المدارس الثانوية عما إذا كانوا يحبون العمل اليدوى أم لا؟ وكانت إجابتهم موزعة حسب الصفوف الدراسية على النحو التالى.

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	
10.	00	٦.	٣٥	الصف الأول
٧.,	1 1 [۲٠	۸۰	الصف الثاني
10.	٤,	٦,	٥.	الصف الثالث
٥,,	190	11.	170	المجموع

الحل

النسبة المنوية للتكرار المشاهد (لا أدرى)=
$$\frac{18.}{0.00}$$

النصبة المنوية للتكرار المشاهد (غير موافق) - $\frac{000}{0.0}$ -

المجموع غير مواقق لا أدرى 04,0 £Y 19.0 ك ق الأول \$9,0 ٦. 70 70 ك م 00 الثاثي 77 77 ك ق ٧٨ 70 ۲. ٨٠ ڭ م 1 . . ٨٠ ك ق \$9,0 الثالث £Y 19.0 01.0

$$\frac{{}^{r}(\circ \wedge, \circ - \circ \circ)}{\circ \wedge, \circ} + \frac{{}^{r}(\sharp \Upsilon - \Upsilon \circ)}{\sharp \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\sharp \Psi, \circ - \Psi \circ)}{\sharp \Psi, \circ} = {}^{r} \sqcup$$

$$\frac{{}^{r}(\vee \wedge - \Upsilon \circ)}{\vee \wedge} + \frac{{}^{r}(\circ \Upsilon - \Upsilon \circ)}{\circ \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Upsilon \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Upsilon \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Psi \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Psi \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Psi \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Psi \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Psi \circ - \Psi \circ - \Psi \circ)}{\Im \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Psi \circ - \Psi $

$$\frac{(\circ\lambda,\circ-\xi\cdot)}{\circ\lambda,\circ} + \frac{(\xi\gamma-7\cdot)}{\xi\gamma} + \frac{(\xi\eta,\circ-\circ\cdot)}{\xi\eta,\circ} + \frac{(\xi\eta,\circ-\circ\cdot)}{\xi\eta,\circ} + \frac{(\xi\eta,\circ-\circ\cdot)}{\xi\eta,\circ} = \frac{(\gamma(\gamma,\circ))}{\circ\lambda,\circ} + \frac{(\gamma(\gamma,\circ))}{\xi\gamma} + \frac{(\gamma(\gamma,\circ))}{\xi\eta,\circ} + \frac{(\gamma($$

مثال (۱۱ – ۱۱)

معال (۱۰ - ۱۱) إحسب كا للاستجابات الناتجة عن سؤال في الاتجاهات لمجموعة من الطلاب و الطالبات و الموضحة تكرارات استجاباتهم بالجدول القالي:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
ź.	70	٧.	ذكور
70	٧.	٣٠	إثاث

الحل

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
140	٤.	40	٧.	ذكور
Y 0	70	٧.	۳۰	إناث
Y1.	70	í o í	1	المجموع
111			قعة للذكور:	
			1	

$$7٤, \Lambda = 170 \times ., 2\Lambda = 170 \times \frac{1..}{11.}$$
 (موافق) كى،

$$(غیر موافق) ك ن $(1.0 \times 1.0 $$

التكرارات المتوقعة للإناث: (موافق) ك
$$_{i,i}=8.0 \times 0.0 \times 0.0$$

غير موافق	لا أدرى	مواقق	الجنس
£1,A0	۲۸,۳٥	٦٤,٨	المتوقع
ź.	70	٧.	ذكور المشاهد
77,70	10,70	7'7	المتوقع
70	٧.	1	إناث المشاهد

$$\frac{{}^{7}(£1, \land \circ - £ \cdot)}{£1, \land \circ} + \frac{{}^{7}(71, \land \circ - 70)}{71, \land \circ} + \frac{{}^{7}(71, \land - 70)}{71, \land} = {}^{7}(51, \land \circ - 70)}{\frac{7}{7}(71, \land \circ - 70)} + \frac{{}^{7}(71, \land - 70)}{71, \land} + \frac{{}$$

$$\frac{\frac{r}{(1, h \circ -)}}{\frac{\xi 1, h \circ}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\pi, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \lambda, \pi \circ}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \xi, h}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \xi, h}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \xi, h}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \xi, h}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{\frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}}{\frac{\tau \tau}{(1, h \circ -)}} + \frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}} + \frac{r}{(\tau, \pi \circ -)}$$

 $\forall 0, 0 = 0, 0$

مثال (۱۱ - ۱۲)

أحسب كأ للفروق بين التكرارات للإجابة عن سؤال في استفتاء لثلاثة مجموعات من الشباب الجامعي عن الميل نحو الزواج من الفتاة الجامعية كانت استجابتهم كما هو مبين في جدول التوزيع التكراري التالي:

لا اميل	لا أدرى	أميل	المجموعة/ الميل
٥.	۲.	۸۰	المجموعةالأولى
٥٦.	17	٧٨	المجموعة الثانية
££	7.5	£Y	المجموعة الثالثة

الحل

نعد جدول التكرارات المشاهدة ومجموع كل صف وعمود كما يلي:

جدول التوزيع التكراري التالي:

المجموع	لا اميل	لا أدرى	أميل	المجموعة/ الميل
10.	٥,	. 4.	٨٠	المجموعة الأولى
10.	٥٦	17	٧٨	المجموعة الثانية
10.	££	7 £	£Y	المجموعة الثالثة
٤٥.	10.	1	۲	المجموع

نحسب نسبة تكرار كل استجابة:

۱- نسبة تكرار الاستجابة (اميل) =
$$\frac{7.0}{50.}$$
 = \$\$. • ٢٠٠

۲- نسبة تكرار الاستجابة (لا أدرى) = $\frac{7.0}{50.}$ = \$7. • $\frac{7.0}{50.}$ = $\frac{7.0}{50.}$ = $\frac{7.0}{50.}$

نحسب التكر ارات المترقعة لكل خلية من خلايا جدول التكر ارات المشاهدة وذلك بضرب نسبة تكر اركل استجابة في مجموع الصف المقابل لها فمثلاً التكر ار المتوقع للخلية الأولى (الذين يميلون في المجموعة الأولى) هو $3.0 \times 0.0 = 7.7$ و هكذا لبقية الاستجابات في الصفوف الثلاثة والجدول التالى يبين ناتج حساب التكر ارات المتوقعة لاستجابات المجموعات الثلاثة من الطلاب.

جدول التكرارات المتوقعة

لا أميل	لا أدرى	امیل	المجموعة/ الميل
19,0	77	7.7	المجموعة الأولى
£9,0	77	7.7	المجموعة الثانية
19,0	77	ጚጚ	المجموعة الثالثة

يحسب كا للفروق بين التكرارات المختلفة

$$\frac{{}^{7}(27,0-0)}{17} + \frac{{}^{7}(77-77)}{77} + \frac{{}^{7}(77-77)}{17} = \frac{{}^{7}(17-17)}{17} + \frac{{}^{7}(17-17)}{17$$

$$\frac{{}^{\prime}(\cdot,\circ)}{\xi \, 9,\circ} + \frac{{}^{\prime}(1\, r_{-})}{r\, r} + \frac{{}^{\prime}(1\, \xi)}{1\, 7} =$$

$$\frac{{}^{\prime}(7,\circ)}{\xi \, 9,\circ} + \frac{{}^{\prime}(1\, V)}{r\, r} + \frac{{}^{\prime}(1\, V)}{7\, 7} +$$

$$\frac{{}^{\prime}(\circ,\circ_{-})}{\xi \, 9,\circ} + \frac{{}^{\prime}(r\, Y)}{r\, r} + \frac{{}^{\prime}(r\, \xi)}{7\, 7} +$$

$$+ \circ, v_{r} + \circ,$$

مثال (۱۱ – ۱۲) إحسب كا لفروق بين التكرارات للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
9	17	ŧ ŧ	ڏکور
11	٨	17	اناث

الحل

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٦٥	4	17	źź	1,453
٣٥	۲.	٨	17	دخور اناث
1	۲٠	۲.	٦.	المجموع

Y . x 70

جدول حساب التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

غير موافق	لا ادری	موافق	الجنس
1	17	££	ڏکور
١٣	۱۳	71	
11	۸	17	إتكث
٧	٧	41	

$$\frac{(17-9)}{17} + \frac{(17-17)}{17} + \frac{(79-22)}{79} = ^{7} \le \frac{(79-22)}{17} + \frac{(79-22)}{17}$$

تمارين على الفصل الحادي عشر

(1 - 11)

أجاب ۱۰۰ تلميذ على سؤال فى استبيان وكان تكرار القبول ۷۰ وتكرار الرفض π أحسب باستخدام كا دلالة فروق هذا التكرار عند مستوى π

(1 - 11)

إحسب كا لدلالة الفرق بين استجابات ١٢٠ تلميذ على سؤال فى مقياس للاتجاهات إذا كان تكرار استجابات موافق بشدة ٧٠ وموافق ٢٠ ولا أدرى ١٠ وغير موافق ١٥ وغير موافق مطلقا ٥٠٠٠.

(T-11)

إحسب كا٢ لجدول التكرارات التالي:

٩٠	٦.
11.	١.,

واوجد دلالة كا٢ الناتجة عن مستوى الدلالة ٥٠,٠٠

(1 - 11)

إحسب كا لدلالة فروق النسب المرتبطة التالية:

٥.	٣٠
0.	٧.

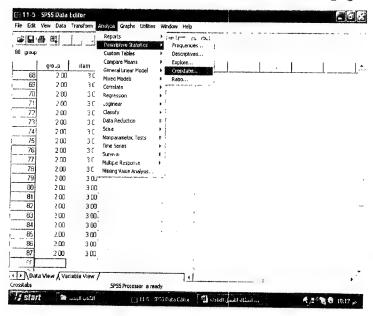
(0 - 11)

إذا كان لدينا استجابات مجموعتين من الطلاب والطالبات على سؤال في الميول العلمية والأدبية وكانت استجاباتهم كما موضح بالجدول التالى:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٩	٨	١.	ڏکور
74	70	17	إناث

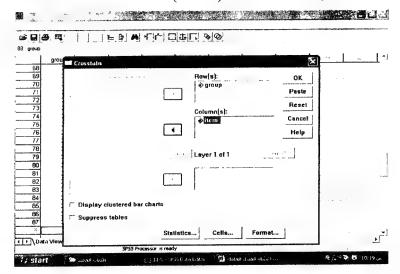
ولحساب قيمة كا في المسألة الأخيرة (١١ – ٥) نفترض أن البيانات تم إدخالها كمتغيرين بالترميز الآئي:

المتغير الأول group و هو من النوع Nominal وقيمة ١ ذكر، ٢ أنثى. المتغير الثانى Item و هو من النوع Scale وقيمة ١ موافق، ٢ لا أدرى، ٣ غير موافق ويتم إدخال البيانات بحيث تكون في عمودين ولتكوين الجدول التقاطعي بهذه البيانات من قائمة Analyze نختار Descriptive statistics ثم نختار من القائمة المنسدلة Crosstabs



شکل (۱۱ – ۱)

فتظهر لنا النافذة التالية شكل (١١ - ٢):



شكل (۱۱ - ۲)

فنضع group فى خانة Rows، و Item فى خانة Column ثم نضغط على OK فنحصل على الجدول التقاطعي الموضح فى الشكل التالى شكل (١١ ـ ٣٠):

GROUP * ITEM Crosstabulation

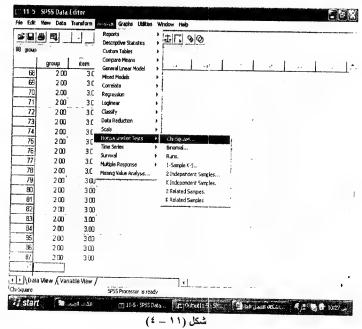
Count

			ITEM		
		agree	i dont know	disagree	Total
GROUP	male	10	8	9	27
	female	12	25	23	60
Total		22	33	32	87

شکل (۱۱ ـ ۳)

و هو نفس الجدول التقاطعي الموضيح في المسألة (١١ – ٥) و لإجراء الاختبار من قائمة Chi – square نختار كما يوضيح ذلك

الشكل التالى ثم ننقل المتغير Item إلى الخانة Test variable list ثم نضغط $(11 - \circ)$.



Test Statistics

	ITEM
Chi-Square ^a	2.552
df	2
Asymp, Sig.	.279

- a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than
 - 5. The minimum expected cell frequency is 29.0.

الملاحسق

ملحسيق (١): الإرتفاعيات و المناخسيات أسفيل المنخبي الاعتسدالي

الإرتفاع	المساحة	المساحة	المساحةمن	الدرجة
(ص)	الصغرى	الكبرى	المتوسط	المعيارية
٠,٣٩٨٩	.,0	.,6	.,	٠,٠٠
•,٣٩٨٤	٠,٤٨٠١	.,0199	.,0199	٠,٠٥
٠,٣٩٧٠	٠,٤٦٠٢	٠,٥٣٩٨	٠,٠٣٩٨	٠,١٠
۰,٣٩٤	٠,٤٤٠٤	٠,٥٥٩٦	٠,٠٥٩٦	۰٫۱۰
۰,۳۹۱ =	٠,٤٢٠٢	.,0795	٠,٠٧٩٣	۰۲۰
۰٫٣٨٦٧	٠,٤٠١٣ -	···,04AV	٠,٠٩٨٧	٠,٢٥
٤١٨٣,٠	٠,٣٨٢١	٠,١١٧٩	٠,١١٧٩	۰٫۳۰
٠,٣٧٥٢	٠,٣٦٣٢	۰,٦٣٦٨	٠,١٣٦٨	٠,٣٥
• የጎለተ	٠,٣٤٤٦	٠,٦٦٥٤	.,1001	٠,٤٠
۰,۲۲۰	٠,٣٢٦٤	٠,٦٧٢٦	٠,١٧٣٦	۰,٤٥
۰,۳٥۲۱	۰,۳۰۸٥	.,7910	.,1910	۰۰٫۰۰
٠,٣٤٢٩	٠,١٩١٢	٠,٧٠٨٨	٠,٢٠٨٨	٠,٥٥
٠,٣٣٢٢	٠,٢٧٤٣	., 7707	., ۲۲0٧	٠,٦٠
٠,٣٢٣.	۰,۲۵۷۸	۰,۷٤۲۲	٠,٢٤٢٢	٥٢,٠
۲۱۲۳،۰	٠,٧٥٨٠	٠,٢٥٨٠	٠,٢٥٨٠	۰٫۲۰
11.7%	٠,٢٢٦٦	٠,٧٧٣٤	٠,٢٧٣٤	۰٫۷۵
P7A7, •	٠,٢١١٩	٠,٧٨٨١	٠,١٨٨١	٠,٨٠
٠,٢٧٨٠	٠,١٩٢٧	٠,٣٠٢٣	۰٫۳۰۲۳	۰,۸٥
٠,٢٦٦١	٠,١٨٤١	۰,۸۱۵۹	٠,٣١٥٩	٠,٩٠
1307,	٠,١٧١١	٠,٨٢٩٨	۰٫۳۲۸۹	٠,٩٥
٠,٢٤٢٠	٠,١٥٨٧	٠,٨٤٢٣	.,7117	١,٠٠
٠,٢٢٩٩	۰,۸۰۳۱	۰,۳۵۳۱	٠,٣٥٣١	١,٠٥

			بمبرت فللسناب المتقلة براوين فيضور	The state of the last of the l
٠,٢١٧٩	٠,١٣٥٧	۳۵۲۸۰۰	٠,٣٦٤٣	1,1.
٠,٢٠٥٩	١٥٢١,٠	٠,٨٨٤٩	۰٫۳۷٤٩	1,10
.,1927	٠,١١٥١	٠,٨٧٤٩	٠,٣٨٤٩	١,٢٠
٠,١٨٢٦	٠,١٠٥٦	٠,٨٩٤٤	.,٣٩٤٤	1,70
٠,١٧١٤	٠,٠٩٦٨	۰,۹۰۳۳	۰٫٤٠٣٢	1,70
.,\7.1	٠,٠٨٨٥	۰,۹۱۱۰	1,2110	١,٣٥
٠,١٤٩٧	٠,٠٨٠٨	٠,٩١٩٢	., 2197	١,٤٠
٠,١٣٩٤	٠,٠٧٥٣	۰,۹۲٦٥	., १ ७ ७०	١,٤٥
.,1790	•,• ነገአ	٠,٩٣٣٢	٠,٤٣٣٢,	١,٥٠
.,17	.,.7.7	٠,٩٣٩٤	•, १٣٩ ٤	١,٥٥
.,11.9	٠,٠٥٤٨	.,9207	., £ £ 0 7	١,٦٠
.,1.77	.,. ٤٩٥	.,90.0	٠,٤٥٠٥	۵۲,۱
1,.98.	٠,٠٤٤٦	.,900 8	.,६००६	١,٧٠
۰,۰۸٦٣	٠,٠٤٠١	.,9099	., 2099	١,٧٥
.,.٧٩.	.,.٣09	٠,٩٦٤٠	.,2721	١,٨-
.,.٧٢١	٠,٠٣٢٢	۰,۹٦٧۸	٠,٤٦٧٨	١,٨٥
1,.707	٠,٠٢٨٢	۰,۹۷۱۳	٠,٤٧١٣	١,٩٠
.,.097	٠,،٢٥٦	٠,٩٧٤٤	٠,٤٧٤٤	١,٩٥
.,.01.	٠,٠٢٢٨	1,977	٠,٤٧٧٢	1,7
٠,٠٤٨٨	٠,٠٢٠٢	٠,٩٧٩٨	٠,٤٧٩٨	7,40
.,.11.	.,.1٧9	٠,٩٨٢١	٠,٤٨٢١	۲.۱۰
.,.٣٩٥	٠,٠١٥٨	.,9187	·, £ \ £ Y	7,10
1,.700	.,.179	۱۳۸۹٬۰	٠,٤٨٦١	٧,٢٠
.,.٣١٧	.,.177	٠,٩٨٧٨	., 1444	7,70

	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			
٠,٠٢٨٣	٠,٠١٠٧	۲۶۸۹۳.	٠,٤٨٩٢	۲,۲۰
.,. ۲۰۲	٠,٠٠٩٤	.99.7	٠,٤٩٠٦	۲,۳٥
•,• * * * *	٠,٠٠٨٢	۰,۹۹۱۸	٠,٤٩١٨	۲,٤٠
۸,۰۱۹۸	٠,٠٠٧١	٠,٩٩٢٩	., 1979	7,80
۰٫۰۱۷۰	٠ ٠,٠٠٦٢	٠,٩٩٣٨	٠,٤٩٣٨	۲,٥.
٠,٠١٥٤	٠,٠٠٥٤	1,9987	., 1917	7,00
٠,٠١٢٦	٠,٠٠٤٧	۰,۹۹۵۳	1, 1907	۲,7.
-,•119	٠,٠٠٤٠	٠,٩٩٦،	٠,٤٩٦٠	7,70
٠,٠١٠٤	.,	.,9970	٠,٤٩٦٥	۲,٧٠
٠,٠٠٧٩	٠,٠٠٢٦	٠,٩٩٧٤	., 1971	Y, A0
٠,٠٠٦٠	.,19	۱۸۹۹٬۰	٠,٤٩٨١	۲,٩٠
٠,٠٠٤٤	٠,٠٠١٣٥	٠,٩٩٨٦٥	۵۲۸۹۵۰۰	۲,۰۰
٠,٠٠٣٢	٠,٠٠٠٩٧	٠,٩٩٩٠٣	٠,٤٩٩٠٣	7,1.
•,•• ٢٤	1,1119	1,99971	٠,٤٩٩٣١	٣,٢٠
٠,٠٠١٢	٠,٠٠٠٣٤	٠,٩٩٩٦٦	٠,٤٩٩٦٦	٣,٤٠
٠,٠٠٠٦	.,17	•,99988	., 19911	٣,٦٠
٠,٠٠٠٣	٠,٠٠٠٧	٠,٩٩٩٩٣	., 2999٣	۲٫۸۰
•,•••1	٠,٠٠٠٣١٧	٠,٩٩٩٩٦٨٣	•,	٤,٠٠
.,10	٠,٠٠٠٠٣٤	•, 9999977	., १९९९९२२	٤,٥٠
,17	•,••••	۰,۹۹۹۹۹۷	.,	٥,
,	٠,٠٠٠،٠٠١	•,44444444	., १९९९९९	7,

ملحــــق (٢): الدلالة الإحصائية لمعامل الإرتباط

٠,٠١	1	.,.0	درجات الحرية	٠,٠١	٠,٠٥	درجات الحرية
٠,٤٩٦	+	۲۸۸،	71	١,٠٠٠	.,44٧	١
٠,٤٨١	+	٠,٣٨١	70	٠,٩٩٠	٠,٩٥٠	۲
., £ ٧/	+	٠,٣٧٤	77	.,909	۰,۸۷۸	٣
٠,٤٧	-	٠,٣٦٧	77	.,917	۰٫۸۱۱	٤
1,87	_	١٢٦,٠	4.4	۰,۸۷٤	.,٧01	0
.,10	_	., ٣00	79	٠,٨٣٤	٠,٧٠٧	٦
٠,٤٤	_	.,٣٤٩	۲٠	٠,٧٩٨	٠,٦٦٦	Y
1,21	٨	۰,۳۲۰	70	٠,٧٦٥	٠,٦٣٢	٨
.,٣9		٠,٣٠٤	٤٠	٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	9
٠,٣٧	7	٠,۲۸۸	į o	۰,۸۰۷	٠,٥٧٦	١.
-, ٣	-	٠,٢٧٢	0.	٠,٦٨٤	٠,٥٥٣	11
.,٣	_	٠,٢٥٠	٦.	٠,٦٦١	٠,٥٣٢	14
٠,٣		٠,٢٣٢	΄ν.	1,721	٠,٥٠٤	17
٠,٣,	۱۳	٠,٢١١	۸٠	٠,٦٢٢	٠,٤٩١	1 11
٠,٢	٦Y	٠,٢.٥	۹.	٠,٦٠٠	١ ٠,٤٨١	10
٠,٢	o į	.,196	١	.,09	,٤٦/	1 17
٠,٢	۲۸	.,17	170	.,0,7	0 .,20	1 17
٠,٢	٠,٨	٠,١٥	9 10.	٠,٥٦	1 - , 2 2	١٨
1,1	۸١	٠,١٣.	۸ ۲۰۰	٠,٥٤	9 .,28	7 19
1.,	٤٨	٠,١١	٣	٠,٥٢	٧ ٠,٤٢	۲.
٠,٠	٨٢	٠,٠٩	٨ ٤٠٠	٠,٥٢	١٠,٤١	7 71
٠,٠	10	٠,٠٨	۸ ۵۰۰	١٥,٠	۰, ٤٠	1 77
1.,	٨١	1.,.7	۲ ۱۰۰۰	۰ ۵٫۰	۵ ۰,۲۹	7 44

ملحسسق (٣) جماول قيمة (ف) المقابَلة لدَرجَسات الحرية المختلفَة

					د الحريسة	نه ۹ درجان						40
١٢	11	١.	4	A	٧	٦	•	ŧ	۲	۲	,	
711	117	717	747	444	XTY	***	175	177.	*17	٧	131	,
3,1+3	3. 1 4 7	1,.01	3,+85	#,441	0,5 YA	0,489	#,Y1£	0,750	0,6.7	8,444	1,-01	,
14,61	15,60	19,79	14,74	14,74	14,44	19.73	14.4.	14,70	14,17	14,	14,447	¥
44,64	44,61	94,40	44,74	44,43	99,76	44,44	44,4+	44,70	44,14	44,+1	54,65	
A,YE	۸,٧٦	۸,۷۸	۸,۸۱	A,A£	٨,٨٨	A,44	4,-1	4,17	4,74	4,00	1-14	۲
TY,+8	14,17	14;11	74,76	7V,£4	TY,3¥	EV.41	44,44	74,41	14,64	T+,A1	***	
0,41	0,44	0.43	3,00	5,+4	3,.4	1,13	1,11	3,44	3,04	3,48	4,41	
16,44	15,50	16,06	11,17	14,4.	16,54	10,11	10,07	10,44	17,11	14, **	11.11	•
1,34	1,4.	6,75	£,YA	1,71	£,44	1,40	0,+0	0,14	0,61	#,Y1	7,71	
4,44	4,43	11,10	1-,10	1 - , 7 Y	1.,40	1-,17	1.,44	11,74	171	17,17	17,77	<u> </u>
1,	1,.7	2,03	4,13	4,11	1,11	E,TA	5,74	1,07	6,73	0,14	4,94	Ι,
V,Y1	V, V4	Y,AY	V,4A	۸,1٠	A,13	A.EY	A,Ye	4,10	AV,P	1+,44	17,74	Ì.
T.0Y	7,31	7,17	Y,3A	7,77	7,74	TIAY	7,47	1,17	1,70	€,∀€	4,04	v
1,47	1,01	7,77	1,71	1,44	٧,٠٠	V.14	4,54	V,A.	A,E#	4,00	17,70	Ĭ

ملحق (٣) - جنول قيمة (ف) لترجات الحرية المخلفة (الأعمدة لنرجنات البايس الأكبر) عند مستوينات الدلالية ٥٠٠ العصود المطوى في كل خاتسة و١٠٠، (الصندد السفل في كل خاتسة).

نابع ملحسق (٣) جدول قيمة (ف) المَاتِلة للنَرجَتُ الحرية المختلفة

T,TA	4,41	7,71	7,74	7,11	7,0.	Y.OA	Y. 34	T,AE	£,4Y	1,13	17,0	
4,34	9,75	PA,0	0,44	4,08	1,15	1,77	1.17	Y, . 1	Y,44	A,N#	11,75	٨
٧.٠٧	7.1.	7,17	4.14	7,77	4,44	T,T Y	T,EA	7,17	4,43	4,73	*,17	
4,11	9,14	0,77	0,70	9,£Y	17,0	#,4+	3,+3	1,17	1,44	A, • T	10,07	`
Y,41	1,11	4,44	7,47	¥,•¥	7,1E	4,44	7,77	T,£A	7,71	1,1.	1,41	
4,41	AY,3	1,40	6,4#	9,03	0,41	9,74	0,36	0,44	1,00	٧,٠١	1-,-1	1.
1,74	7,47	FA,Y	7,43	1,4+	7,+1	4,.4	7,1.	7,73	4,04	7.44	1,11	
1,4 -	1,17	+,48	1,37	1,71	4,44	0,44	0,77	0,37	3,77	V, T +	4,50	11
7,41	1,41	1,71	T,A •	T,AD	7,47	4.11	7,11	7,11	7,55	7,44	1,40	
4,11	1,77	1,4.	4,74	1,01	1,30	£,41	0,13	0,61	0,04	1,47	4,77	14
7,07	7,03	4,4.	7,30	۲,۷۰	1,77	7,40	7,43	7,111	7,71	7.V£	6,5+	
۲,۸۰	7,43	7,41	1,.1	1,16	1,74	6,61	4,35	0,10	0.0%	3,01	4,43	11

تابع ملحــــق (٣) جـــــــق (في القَابَـلـة لـــــــق (٣) الحَلـقَـة

						سزالأكب	التبساي					
10		•	4	1	Y#		٤.	٧.	71	7.	17	11
١	YOE	101	YPE	107	107	707	701	30.	764	A37	767	760
	1,711	3,711	7,707	7,475	1,775	3,7.7	TAT, E	1,164	7,771	7,7.4	3,174	3,141
7	14,01	11,00	14,14	14,54	14,64	14,64	15,44	14,61	14,60	14,66	19,27	74,87
-	99,00	44,00	44,14	44,44	44,64	11,11	44,44	44,64	44,64	44,60	44,88	99,17
ŧ	۸,07	A,01	A,#1	٨,01	4,00	A,#A	۸,٦٠	4,35	A,71	A,33	A,54	۸,۲۱
	77,57	T3;14	*1,1A	77,77	11,11	17,70	13,61	13,01	13,3+	Y3,54	11,05	11,41
ŧ	4,55	*,11	0,50	0,33	₽, ₹٨	e,v.	0,41	0,Y£	•,٧٧	ø,A+	0,41	ø,AY
	18,65	17,14	17.07	14,04	11,31	17,79	17,75	17,47	17,57	16.08	11,0	11,71
	6,44	1,77	£,44	1,1-	4,67	1,16	1,11	1,00	1,07	4,03	1,50	1.51
•	5,49	4,11	4,.4	5,57	4,14	4,71	4,14	5,TA	1,1Y	4,00	1,14	4,44
1	۲,٦٧	47,74	7,34	F.Y1	T,V1	T,V *	†, 44	4,41	۲,۸1	۲,۸۷	7,57	7,43
•	3,44	1,1.	3,41	3,55	V. • T	V.+4	Y,11	Y, TY	Y, T1	V,F4	Y,27	Y,3 •
٧	7,77	7,71	4,40	4.44	7,14	7,71	7,74	7,74	Y.41	T,11	T,45	7,01
1	0,70	9,37	ø,Y.	#,Y#	c,YA	0,40	0,1.	0,58	1,.4	1,10	1,14	3,7#

تابع ملحـــــق (٣) جـــــــؤل قِيمـــــة (ف) المَقَاتِــلـــــــــق (٣) جــــــــــــق المختلفــــــ

A	1,17	1,41	1,41	¥,4A	٧,٠٠	7,17	7,+0	Y, . A	7,17	7,10	Y,Y.	7,77
	6,45	£,AA	1,51	1,4%		0,43	0,11	0,7.	A7,0	9,43	A2.6	70,0
•	7,75	1,41	7,77	7,77	7,77	٠٨,٧	T,AT	7,43	٧,٩٠	1,47	T,SA	¥,•¥
·	6,71	1,77	1,75	6,65	1,10	1,01	10,3	1,11	£,YY	£,A.	£,5Y	0,11
١.	1.01	¥,00	1,0%	7,04	٧,١.	7,16	4,44	7,7.	7,71	7,77	¥,4¥	7,43
	7,41	7,97	T,41	4,+1	1,	1,11	1,14	1,70	1,77	1,11	70,1	1,1,
11	7,61	4,64	7,60	4,54	7,01	7,07	7,04	1.31	1,71	7.30	7,7.	7,71
L	T,3+	7,77	7.33	T,Y-	7,71	¥,A+	7,47	Y.41	8,-1	5,1.	4,71	6,75
11	1,4.	1,71	7,77	7,74	7,73	¥,4+	7,67	7,11	7,01	7,01	7.5	7,35
	7,73	T,TA	7,61	7,65	7,14	7,01	7,11	¥,¥.	T,VA	7.41	T,4A	1
17	7,17	7,16	7,13	7,14	7.71	7,74	7,77	7,71	7.70	7,79	7,66	7,14
	٧,	7,.7	4.13	4,11	T.11	7,11	7,13	7,76	7,87	7,01	7,37	T,V.

تابع ملحسق (٣) جـدُول قَيمة (ف) القَابَلة لدَرجَات الحرَية المختلفة

11	11	1.	1.4	A	٧	1		1	۳	1	1	10
4,44	7,11	7,10	1,01	7,00	7,77	7,4.	7,41	7,41	7,1.	7.05	1,10	╆
1,10	1,70	1,04	1,34	1,44	1,47	6,1.	1,71	1,14	0,14	1,11	A.4 :	17
4,44	7,77	7,70	T,t.	7,10	7,07	1,3.	7,71	T,AY	7.1.	7.65	1,70	
7,17	7,7.	7,77	7,10	T,01	T.V1	P,AY	6,5.	1,17	1,41	0,40	A.1.	٧.
¥,1A	7,77	1,17	7,7+	7,73	7,17	7,01	7,37	Y,YA	71	7,4.	1,77	
7,+4	7, . 4	7,14	7,70	7,7%	7,0.	7.77	Y.4.	1,77	1,77	0.33	YAY	71
7,+5	7,17	7,17	7,71	7,77	7,71	7,67	7.07	Y,74	7,47	7,77	£,1Y	
1,41	7,4.	7,44	7,12	T,14	7,71	7,7.	1,17	4,01	2,01	0,74	Y.01	۳.
	٧,٠٠	¥,+£	¥,•¥	7,17	7,14	7,70	4,76	7,60	7.31	7,71		
1,77	Y,YT	۲,۸۰	AA,Y	4,44	T.17	7,74	Y.07	T,AT	4,71	P,1A	8,00	٤.
,40	1,54	Y, . Y	14	1,17	٧,٧٠	7,79	7,5.	1,01	V. V4	T,1A	V,T1	
,01	7,37	1,4.	T,YA	۲,۸۸	7.+7	7,1A	7.61	7,77	1,7.		8,07	
,۸۹	1,47	1,47	7,+1	7,.4	1,16	7,77	7,70	V.0.	T,V1	•,•3	V,1V	
.40	7.01	7.04	7,77	T,VV	7.41	¥,.V	7,74	F,3+	1,14	1,17	T,1A V,-1	٧.

1,4#	1,88	1,41	1,44	۲,۰۳	4,4+	7,19	7,7+	4,6%	7,7+	4, . 4	7,41	1
1,11	7,57	1.01	1,04	1,41	7,44	T,T+	r,+1	7,01	4.54	1,47	1,4+	
1,67	1,40	1,44	1,51	۲,۰۰	1,17	7,13	7,77	7,57	7,37	7,43	7,41	10.
7.7	1,74	1,11	7,07	7,37	1,71	7,47	r,16	7,11	4,51	£,¥#	1,41	,,,,
1,8+	1,87	1,44	1,47	1,94	4,+0	1,1	7,73	7,81	7,34	T.+1	T,84	γ
A7,7	1,71	7,61	7,0.	1,11	1,77	1,1.	T,11	T,£1	۲,۸۸	1,71	1,71	,
	1,74	1,41	1,40	1,4+	1,5%	7,+7	7,17	1,14	1,31	7.+1	۲,۸٦	1
1,17	7,74	7,77	7,17	7.00	1,14	¥,40	7,+1	7,77	T,AT	17,3	1,7.	•
1,71	1,4+	1,41	1,44	1,40	1,.1	4,1.	7,77	Y,TA	17.71	۲,۰۰	7,40	,
¥,¥•	7,73	Y,TE	4,27	7.70	7,33	7,47	7,+1	7,76	٧,٨٠	1,17	7,77	,,,,
1,40	1,44	1,47	1,44	1,41	7.+1	9,19	7,11	1,14	1,50	7,44	4,41	
¥,5A	7,71	1,54	4,61	4,01	7,11	4,4.	T,-Y	7,71	T,YA	1,3+	1,11	<u>l</u>
				, 	الأكب	ايسن	البــــــــــــــــــــــــــــــــــــ					
	٧	1	1	40	••	6.	7.	76	۲.	13	14	40
	1,41	1,44	1,44	4,.4	Y,+4	٧.٠٨	7,11	1,10	7,75	7,75	7,77	14
1,10	7,37	7,7:	1,41	7,71	7,44	7,47	7,00	F, 1 A	7,13	7,17	7.70	1 ''

1,41	1,40	1,44	1,4.	1,41	1,43	1,44	7,44	1.+A	1,11	7,14	7,77	Т
	7,57	1,66	1,47	7,07	7,07	1,14	T,YY	1,43	1,41	T p	7,17	1 "
	1,77	1,71	1,71	١,٨٠	1,41	1,43	1,41	1,41	1,54	7, - 9	7,17	
4,41	7,77	7,77	7,77	1,74	7,11	7,15	Y,#A	7,17	7,71	Y, A#	7,47	**
1,31	1,14	1,11	1,34	1,71	1,71	1,74	1,45	1,44	1,48	1,44	Y . 1	-
4,+1	7,+7	7,+7	7,17	4,13	7,71	7,75	7,74	7,57	7,00	1,11	1,71	r.
1,01	1,07	1,00	1,04	1,11	1,53	1,93	1,41	1,74	1,44	1,4.	1,40	
1,14	1,71	1,44	1,47	1,47	₹,+◆	7,11	7,71	1,11	7,77	7,54	7,03	1.
1,11	1,65	1,64	1,07	1,00	1,03	1,1.	1,37	1,11	1,74	1,40	7.4.	
1.14	1,41	1,41	1,41	1,41	1,14	۲,۰۰	7,1.	٧,١٨	7,13	7,74	1,63	•
1,40	1,77	1,4+	1,60	1,17	1,07	1,01	1,17	1,17	1,44	1,74	1,44	
1,07	1,01	1,37	1,14	1,71	1,41	1,44	1,44	Y,+Y	1,10	47,7	1,74	٧.
1,44	1,7+	1,78	1,71	1,11	1,14	1,01	1,07	1,37	1,34	1,44	1,74	-
1,47	1,63	1,01	1,04	1,11	1,77	1,79	1,49	1,4A	T,+%	1,14	7,77	1
1,77	1,70	1,75	1,76	1,77	1,66	1,17	1,04	1,01	1,11	1,71	1,41	_
1,77	1,77	1,17	1,01	1,01	1,11	1,41	1,47	1.41	٧,٠٠	7,14	7,74	•.

متحميميق (٤) دلالة رت) المطرفين وللطرف الواحد

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	۰,۱۰	دب	دلالة الطرف
٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	لواحد	دلالة الطرف ا
77,77	٣١,٨٢	17,71	٦,٣١	١	
9,98	7,47	٤,٣٠	۲,۹۲	7	
0,81	1,01	۲,۱۸	۲,۳۰	٣	
٤,٦٠	٣,٧٥	۲,۷۸	۲,۱۳	٤	
٤٠٠٣	4,44	7,07	۲,۰۲	٥	
1					
7,71	7,12	7,20	1,92	٦	
٣,٠٠	٣,٠٠	7,77	١,٨٩	V	
7,77	٣,٩٠	7,71	7,47	٨	
7,10	7,77	7,77	,,,	.'9	
7,17	7,77	7,77	۱۸,,۱	١.	
1		'			درجات الحرية
7,11	7,77	۲,۲۰	١,٨٠	11	
۲,۰۰	۸۶,۲	7,14	1,74	17	
7,.1	7,70	7,17	1,77	17	
7,44	7,77	7,12	1,77	١٤	
۲,90	7,7.	7,17	1,70	10.	
7,97	۲,۵۸	7,17	1,00	17	
۲,۹۰	7,07	7,11	1,75	۱۷	
۲,۸۸	7,00	7,1.	1,77	14	
۲,۸٦	7,01	7,.9	1,77	19	
۲,۸۰	7,07	7,.9	1,77	۲.	<u></u>

1,14	1,77	1,13	1.77	1,70	1,67	1,40	1,01	1,04	1,37	1,11	1,74	١
1,14	1,77	1,44	1,84	1,07	1,51	1,14	1,74	1,44	1,44	1,14	1,14	
1,17	1,13	1,37	1,74	1,77	1,44	1,11	1,14	1,01	1,1.	1,14	1,41	1
1,11	1,71	1,41	1,47	1,44	1,04	1,16	1,71	1,41	1,41	Y, + 6	Y,17	
١,٠٨	1,17	1,14	1,73	1,50	1,83	1,17	1,17	1,07	1.08	1,30	1,٧-	١.,
1,11	1,14	1,74	3,74	3,66	1,41	1,11	1,71	1,41	1,41	7,-1	4,+4	
١,١٠٠	1,13	1,14	1,71	1,44	1,70	1,6+	1,61	1,01	1,07	3,34	1,14	
1,	1,1#	1,74	1,73	1,11	1,01	1,09	1,14	1,44	1,44	1,44	¥,+¥	

تابع ملحــــــق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطوف الواحـد

٠,٠١	٠,٠٢	۰,۰٥	٠,١٠	ċ	دلالة الطرفير			
٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	دلالة الطرف الواحد				
٣,٨٣	۲,0۲	۲,۰۸	١,٧٢	71				
۲,۸۲	7,01	۲,۰۷	1,77	77				
۲,۸۱	۲,۵۰	۲,۰۷	1,71	77				
۲,۷۹	۲,19	۲,٠٦	1,٧1	70				
۲,٧٨	۲,٤٨	۲,٠٦	١,٧١	77				
۲,۷۷	۲,٤٧	۲,۰۵	1,00	* *				
۲,۷٦	Y, 2 V	۲,۰۰	1,٧٠	A.Y				
۲,۷٦	7,27	۲,۰۵	١,٧٠	44	درجات الحرية			
7,40	۲,٤٦	۲,۰٤	۱,۷۰	٣.	درجات اعریه			
		,						
۲,۷٤	7,20	۲,۰٤	١,٧٠	21				
۲,٧٤	7,20	۲,۰٤	1,79	77				
7,77	۲,٤٤	۲,۰۳	1,79	22				
7,77	7,11	۲,۰۳	1,79	71				
7,77	7,11	۲,۰۳	1,79	40				
7,77	Y, 2T	۲,۰۳	1,79	77				
7,77	7,27	۲,۰۳	1,79	TV				
7,71	7,27	۲,۰۲	1,79	4.4				
7,71	7,27	۲,۰۲	1,78	79				
۲,٧٠	7,27	7,.7	1,74	٤٠				

تابع ملحق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطرف الواحـد

٠,٠١	٠,٠٢	۰,۰۵	٠,١٠		دلالة الطرفين		
1,110	٠,٠١	٠,٠٢٥	۰,۰۰	دلالة الطرف الواحد			
7,7%	۲, ٤٠	۲,۰۱	1,74	٥.			
۲,٦٦	۲,۳۹	۲,۰۰	1,77	٦.			
7,70	۲,۳۸	١,٩٩	1,77	٧٠			
7,77	7,77	1,44	1,77	٨٠			
7,77	۲,۳۷	1,99	1,77	٩.			
					درجات الحرية		
7,77	7,77	۱٫۹۸	1,77	١٠.			
۲,٦٠	۲,۳٥	1,97	1,70	۲.,			
7,09	۲,۳٤	1,97	1,70	٣٠.			
7,09	۲,۳٤	۱,۹۷۰	١,٦٥	٤٠٠			
7,09	۲,۳۳	1,47	١,٦٥	٥			

ملحق (٥): جَدَول قيم كما ۗ المقابلة لِنسب الاحتمالات المختلفَة

٠,٧٠	٠,٨٠	٠,٩٠	۰,۹٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ح
٠,١٤٨	.,. 727	.,. \0	· , • শ	·,···≒٢٨	۰,۰۰۰۱۵۷	١
۰٫۷۱۳	٠,٤٤٦	٠,٢١١	٠,١٠٣	.,	٠,٠٢٠١	۲
1,878	٠,١٠٠٥	٠,٥٨٤	., 401	٠,١٥٨	٠,١١٥	٣
1,190	1,719	١,٠٦٤	٠,٧١١	٠,٤٢٩	٠,٢٩٧	٤
٣,٠٠٠	1,727	1,71.	1,180	۰,۷۵۲	٤٥٥,٠	o
٣,٨٢٨	٣,٠٧٠	7,7.8	1,750	1,172	۰,۸۷۲	٦
٤,٦٧١	77,77	۲,۸۲۲	1,174	1,978	1,489	٧
0,074	4,095	٣, ٤٩٠	7,771	7, . 77	1,787	٨
7,795	۰,۳۸۰	٤,١٦٨	T, TY 0	۲,077	۲,۰۸۸	٩
٧,٢٦٧	٦,١٧٩	٤,٨٦٥	٣,9٤٠	7,009	۲,٥٨٨	١.
۸,۱٤٨	٦,٩٨٩	٥,٥٧٨	£,cYc	7,7.9	٣,٠٥٣	11
9,051	٧,٨٠٧	7,4.2	٥,٢٢٦	£,17A	17,011	17
4,977	٨,٦٤٣	7, • £ Y	٥,٨٩٢	٤,٧٦٥	٤,١٠٧	18
1.,411	9,577	٧,٧٩٠	7,071	۵,۳٦۸	٤,٦٦٠	١٤
11,771	1.,٣.٧	V,0 EV	٧,٢٦١	۵۸۹,۵	۵,۲۲۹	10
17,772	11,107	9,517	٧,٩٦٢	٦,٦١٤	۵,۸۱۲	17
17,07.	17,7	۹,۰۸۵	۸٫٦٧٢	V,700	٦,٤٠٨	۱۷
11,11.	۱۲,۸۵۷	۱۰,۸٦٥	9,79.	٧,٩٠٩	٧,٠١٥	١٨
10,707	18,719	11,701	1.,117	۸,۵٦٧	٧,٦٣٣	۱٩
17,777	18,044	17,227	۱۰,۸۰۱	4,777	۸,۲٦٠	۲.

تابع ملحق (٥) جدول قيم كا^٧ المقابلة لنسب الاحمالات المختلفة

٠,٧٠	٠,٨٠	٠,٩،	۰,۹٥	٠,٩٨	٠,٩٩	دح
17,147	10,220	17,72.	11,091	Y,190	۸٫۸۹۷	۲۱
14,1+1	17,712	11,.11	17,778	10,700	9,027	**
۱۸,۰۲۱	17,147	11,414	18,.91	11,797	1.,197	17
19,988	14,.75	10,709	۱۳,۸٤٨	11,997	۱۰,۸۰٦	4.5
۲۰,۸٦٧	۱۸,۹٤٠	17,877	12,711	17,797	11,078	40
۲1,79 7	۱۹,۸۲۰	17,797	10,849	۱۳,٤٠٩	17,19A	77
۳۲,۷۱۹	۲۰,۷۰۳	14,111	17,101	12,170	۱۳,۸۷۹	۲۷
77,714	T1,0AA	11,989	١٦,٩٢٨	11,414	17,070	۲۸
Y & , 0 YY	27,240	19,778	۱۷,۷۰۸	10,041	12,707	79
Y0,0·A	۲۳,۳ ٦٤	۲۰,099	۱۸,٤٩٣	17,8.7	12,790	٣٠

تابع ملحق (٥) جدول قيم كا للمقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥٠	٠,١٠	٠,٢.	٠,٣٠	٠,٥٠	د ح
7,750	0,217	٣,٨٤١	۲,۷۰٦	1,727	1,.78	., 200	\
9,71.	٧,٨٢٤	0,991	٤,١٠٥	7,719	۲,٤٠٨	١,٨٢٦	۲
11,720	9,127	٧,٨٧٥	7,701	1,717	4,770	4,577	٣
17,777	11,774	٩,٤٨٨	٧,٧٧٩	०,९८९	٤,٨٧٨	۲,۳۵۷	٤
10,487	۱۳,۳۸۸	۱۱,۰۷۰	9,771	٧, ٢٨٩	٦,٠٦٤	1,701	٥
17,777	10,.77	17,097	1.,710	λ,∘∘∧	٧,٢٣١	0,721	٦,
۱۸,٤٦٥	17,777	18, .78	17,.77	٩,٨٠٣	۸,۲۸۳	7,787	٧
10,090	۱۸,۱٦۸	10,0.4	۱۳,۳٦٢	11,.4.	078'9	٧,٣٤٤	٨
11,777	19,779	17,919	11,711	17,727	1.,707	٨,٣٤٣	٩
72,7.9	11,171	۱۸,۳۰۷	10,944	17,117	11,741	9,827	١.
72,770	77,114	19,740	14,740	12,771	17,199	1.,71	11
77,714	71,01	۲۱,۰۴٦	١٨,٥٤٩	10,417	11,.11	11,72.	17
27,7.4	70,271	27,77	19,817	۱٦,٩٨٥	10,119	17,72.	۱۳
79,181	77,477	77,740	۲۱,٠٦٤	14,101	17,777	17,774	١٤
۳۰,0۷/	71,709	71,997	77,7.4	19,711	17,777	12,779	10
77,	79,777	77,797	77,027	7,570	١٨,٤١٨	10,777	17
77,2.	17.,996	77,084	12,474	71,710	19,011	17,55	11
78,1.0	77,72	۲۸,۸٦٩	40,949	77,77	7.,7.1	17,77	14
77,14	1 77,721	7.,.25	77,7 - 8	۲۳,۹۰۰	71,789	۱۸,۲۲	١٩
۳۷,٥٦	1 40,.4.	71,21.	74, 211	72,.77	77,770	19,77	۲.

تابع ملحق (٥) جَدُول قِيم كا ۚ القابلة لنُسِب الاحتمالات المختلفَة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥،	٠,١٠	٠,٢٠	۰٫۳۰	٠,٥٠	دح
20,017	T0, . T .	٣١,٤١٠	YA, E 1 Y	۲٤,٠٣٨	11,YY0	19,777	71
٣٨,٩٣٢	27,727	27,771	24,710	20,414	۲۳,۸۵۸	۲۰,۳۳۷	77
٤٠,٢٩٨	27,209	27,971	۳۰,۸۱۳	۲۷,۳۰۱	72,979	۲۱,۳۳۷	77
٤٢,٩٨٠	٤٠,٢٧٠	Y7,197	27,197	79,000	۲٧ , ٠٩٦	24,779	7 2
0	٤١,٥٦٦	٣٤,٣ ٨٢	T E , T A T	۲۰,۶۷٥	۲۸,۱۷۲	72,777	70
१०,७१४	٤ ٢,٨٥٦	20,075	40,074	T1,V90	10,11 7	20,777	77
٤٦,٩٦٣	11,11.	٤٠,١٦٣	T7,V£1	۳۲,۹۱۰	٣٠,٣١٩	77,TT7	77
٤٨,٢٧٨	20,219	٤١,٣٣٧	27,917	T1,. TV	71,791	27,777	٨٢
٤٦,٦٩٣	£7,00V	٣٩,٠ ٨٧	20,129	20,129	27, 271	۳۸, ۳۲ ٦	44
۰۰,۸۹۲	٤٧,٨٦٧	٤٣,٧٧٣	1,7707	۳٦,٢٥٠	27,02.	۲۹,۳ ۲7	۲.

ملحسق (٦) الدلالة الإحصائية لإخيسار (ي) عند مستوى ٠,٠٥ للطرفينُ

۲.	14	۱۸	14	11	10	16	17	17	11	١.	٩	٨	٧	`	•	í	٣	7	
٤A	10	17	44	**	71	41	AF	11	77	٧.	14	10	11	14	٧	1	,	معر	1 <
••	9 T	14	10	LY	44	71	77	74	*1	77	۲.	14	11	11	٨	•	۲	مغر	1.
11		••	•1	٤٧	11	٤٠	44	TT	٧.	*1	77	19	11	14	٩	١	۳	منر	11
11	٦.	11	γ¢	97	14	10	11	۳۷	**	11	11	11	14	14	11	٧	1	١	17
٧٦	٧٧	17	48	•1	• 6	٠.	10	ŧ١	44	**	14	11	١.	11	19	٨	ı	١	15
٨٣	٧A	٧ŧ	۱٧	11	.4		٠.	10	1.	41	41	13	**	17	17	٩	٠	,	11.
۹.	٨٠	٨٠	40	٧.	11	•1	-1	13	11	44	71	14	48	19	11	1.	٠	,	1a
44	41	٨'n	A١	Ye	٧.	11	01	97	14	17	77	71	77	71	10	11	٦	١	11
1.0	44	47	AY	۸٠	٧.	14	34	۰Y	•1	10	74	76	44	77	14	11	,	7	14
117	1.1	11	97	٨٠	۸٠	٧ŧ	17	11	**	£A	17	13	۲.	Y£	۱۸	1.	٧	7	1.4
110	114	1.9	44	47	A.	٧٨	41	30	٨٠	7.0	10	۲'n	71	70	11	11	Y	•	14
114	115	117	1.0	1/4	4.	٨٢	٧١	11	17	••	4.4	11	71	TY	٧.	17	٨	,	٧.

ملحمسى (٦) جدول للدلالة الإعصائية لقيم حم في إختيار ولكوكسون عنـد مستوى ١,٠٥ دلالة طوفين

->	ن	حـ	ن	حد	ن
77	٧.	17	۱۳	١	7
٥٩	71	11	18	۲	٧
77	**	70	10	٤	٨
٧٣	22	٣.	17	٦	٩
۸١	۲٤	70	۱۷	٨	١.
٩.	70	٤٠	14	11	11
		٤٦	19	١٤	17

المسراجع

المراجع

ابراهیم المحسن (۲۰۰۶). تحلیل البیانات باستخدام SPSS ومتاح علی الرابط.

Faculty. Ksu.edu. sa/aljasser/Document. doc

- ۲- ابراهیم وجیه محمود ومحمود عبد الحلیم منسی (۱۹۸۳). بحوث نفسیة، و تربویة الإسکندریة: دار المعارف.
- ۳ـ السيد محمد خيرى (۱۹۷۰). الإحصاء النفسى التربوى. الرياض:
 مطبوعات جامعة الرياض رقم (۱۳).
- 3- حمزة محمد دودين (۲۰۱۰). التحليل الإحصائى المتقدم للبيانات باستخدام SPSS، دار المسيرة، عمان، الأردن.
- معد زغلول بشير (٢٠٠٣). دليلك إلى ... البرنامج الإحصائي SPSS الإصدار العاشر، المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية، الجهاز المركزي للإحصاء، جمهورية العراق.
- 7- صالح بن محمد الصغير (۲۰۱۰) التحليل الإحصائي باستخدام برنامج SPSS في البحث الاجتماعي متاح على السرابط الالكترونسي www.qwled.com/vblt102984.html.
- ٧- فواد البهى السيد (١٩٧٩). علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري القاهرة: دار الفكر العربي.
- ٨- محمد عبد السلام (١٩٦٠). القياس النفسى التربوى. القاهرة: مكتبة النهضة المصرية.
- ٩- محمود السيد أبو النيل (١٩٨٠). الإحصاء النفسى والاجتماعى.
 وبحوث ميدانية تطبيقية. القاهرة: مكتبة الخانجى.
- ١٠ محمود عبد الحليم منسى (١٩٨٠). مقدمة في الإحصاء النفسى
 والتربوي الاسكندرية: دار المعارف.

- 11- Chase, C. I. (1978). Measurement for Educational Evaluation. New York: Addison – Wesley Publishing Company.
- 12- Gareet H. (1966). Statistics in Psychology and I ducation England: Longman.
- 13- Hays W. L. ((1974). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- 14- Kaplan, R. M. and Saccuzz, D. P. ((1982).Psychological Testing: principles, Application, Issues. California: Books/ Cole publishing Company
- Kerlinger, f. N. (1965). Foundation of Behavioural Research New York; Reinhart and Winston.
- 16 Kerlinger, F. N. & pendhazur E. J. (1973). Multiple Regression in Behavioural Research. New York: holt, Rinehart & Winston.
- 17- Kurtz, A. K. and Mayo, S. T. (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. New York; Springer -- Verlag.
- 18- Lewis, D. G. (1971). The Analysis of variance. England: Manchester University Press.
- 19- Mann, H. B. and Whitney, D. R. (1947). On a Test of Whether one or Two random variables in statistically larger than the other. Annual of Mathematical Statistics. Vol 8 PP 52 – 54.
- 20- Siegel S. (1956). Nonparametric Statistics New York: McGram Hill PP 30 30.

الفهرس

الفهرس

منفحة	المشوع
٣	قدمة
٥	القصل الأول
	أهمية الإحصاء الوصفى في البحوث النفسية والتربوية
٧	أهمية دراسة الإحصاء
٩	العينات البحث النفسى والتربوي
	الفصل الثانى
1 V	التعريف ببرناج SPSS
۳۳	الغمل الثالث
	التوزيعات التكرارية
20	التوزيع المتجمع لفنات الدرجات
07	تمارين على الفصل الثالث
٥٩	القصل الرابع
	مقاييس الغزعة الركزية
٦١	المتوسط الحسابي
٧١	المتوسط الوزنى
V Y	خواص المتوسط الحسابي
٧٦	الوسيط
٧٧	خواص الوسيط
۸,٥	المنوال
۸0	خواص المتوال
10	تمارين على الفصل الرابع

صفحا	الوضوع
9 7	القصل الخامس
•	مقاييس التباين (التشتت)
١٠١	المدىا
١٠٣	الانحراف عن المتوسط
١ . ٤	الإنحراف الربيعي (الأرباعي)
١.٧	الإنحراف المعيارى
115	خواص الإنحراف المعيارى
110	النباين
117	معامل الاختلاف
117	المنينيات
1 7 7"	استخدام مقاييس التباين في الدر اسات النفسية والتربوية
	والإجتماعية
1 7 7	ولأ: استخدامات المدى المطلق
177	انياً: استخدامات الانحراف الربيعي
1 7 4"	نالثًا: استخدامات الانحراف عن المتوسط
171	رابعاً: استخدامات الانحراف المعياري
114	نمارين على القصل الخامس
	الفصل السادس
1 4 4	المعايير الأحصائية السيكولوجية للتوزيعات التكرارية
141	لتوزيع الاعتدالي وخصائصه
144	لمنحى الاعتدالي المعياري
1 7 7	فصانص المنحنى الإعتدالي
140	لالتواء
1 5 7"	لمعايير النفسية للتوزيعات التكرارية
1 5 7"	ولاً: معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية

صفحة	الموضوع
101	انيا: معايير تعتمد على التوزيع التكراري الاعتدالي
105	مارين على الفصل السادس
100	القصل السابع الارتباط
101	ولاً: الارتباط الخطى
177	انيا: الارتباط الجزئي
۱۸۸	نالثًا: الارتباط المتعدد
197	ابعا: الارتباط الثنائي
197	فامسا: تطبيقات تربوية على معامل الارتباط
194	الفصل الثامن تعليل الإنعدار
199	الإتحدار المتعدد الخطوات
۲۲.	تمارين على الفصل الثَّامن
* * 1	الفصل التاسع تعليل التباين
7 7 7	تحليل التباين
777	الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين
777	أولاً: تحليل التباين لمجموعتين
740	تَانيا: تَحَلِيل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر
7 £ 9	تحليل التباين الثناني
101	تحليل التباين للقياسات المتكررة
177	تمارين على الفصل التاسع
r % V	الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية
177	النسبة الحرحة

صفحة	التوشوع
Y A £	ختبار للفروق بين المتوسطات
YA£	ختبار فروض البحث العلمي
444	نمارين على الفصل العاشر
4 / 4	الفصل العادى عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات
441	اختبار كا للاللة الفرق بين التكرارات
۳.٥	تمارين على الفصل الحادى عشر
۳.٩	الملاحق
٣٣٣	المراجع
**	الفه س

T-17/00Y7	رقم الإيداع
I.S.B.N	الترقيم الدولي
978-977	-729-000-5